



# Mesurer les préférences individuelles à l'égard du risque

Luc Arrondel, André Masson et Daniel Verger\*

Sensibles aux multiples dimensions des comportements face au risque, les développements récents de la microéconomie de l'incertain multiplient les paramètres individuels de préférence (aversion au risque, prudence, tempérance, aversion à la perte, etc.). Pour rendre compte de cette diversité, les études expérimentales ou de terrain distinguent différents types de risques (à petits ou gros enjeux, de gains ou de pertes, aux conséquences irréversibles ou non) et décrivent des comportements dépendant du domaine concerné (financier, professionnel ou de la santé, par exemple) et des effets de contexte.

On propose ici de rendre compte de cette richesse des attitudes vis-à-vis du risque de chaque individu par un indicateur *unique*, purement *ordinal*. À partir d'un questionnaire spécifique, posé à un sous-échantillon de l'enquête de l'Insee *Patrimoine* 1998 et qui balaie un large éventail de domaines de la vie et de situations à risque, on fait correspondre à l'ensemble des réponses apportées par chaque enquêté une mesure synthétique ou *score*, qui s'avère représentatif de la palette de ses préférences à l'égard du risque.

Si l'on se fie à leurs propres déclarations en les invitant à se positionner sur des *échelles* entre 0 (prudent) et 10 (aventureux), on constate en effet que les enquêtés acceptent de prendre davantage de risques en matière de consommation et de loisirs ou sur le plan professionnel que par rapport à la santé ou la famille, mais que les écarts demeurent limités, avec des corrélations des échelles par domaine avec l'échelle globale supérieures à 0,5. Et le haut degré de cohérence interne du score atteste, *ex post*, la pertinence d'une mesure globale en dépit de la diversité des attitudes à l'égard du risque pour un même individu. Qu'il s'agisse d'expliquer des comportements risqués ou de déterminer le profil-type des individus les moins prudents, le score s'avère de fait beaucoup plus performant que les autres indicateurs retenus.

Les jeunes, les célibataires, les hommes, les hautes rémunérations et les enfants d'indépendants aisés (ou de cadres non enseignants) seraient prêts à prendre davantage de risque que les autres. Les personnes âgées, en couple, les femmes, les moins diplômés, les enfants de parents prudents, d'ouvriers ou d'agriculteurs ont, au contraire, tendance à en prendre moins. Les résultats relatifs aux effets de l'âge et du genre sont communs à l'ensemble de nos indicateurs et partagés par la plupart des études empiriques.

---

\* Luc Arrondel appartient au CNRS et à PSE (ex-Delta), André Masson au CNRS, à l'EHESS et à PSE (ex-Delta), Daniel Verger à l'Unité Méthodes statistiques de l'Insee.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient, pour leurs remarques précieuses, Jean-Marc Robin et deux rapporteurs anonymes qui leur ont notamment permis de mieux justifier le choix d'une mesure unique des préférences individuelles à l'égard du risque.



Pour certains sociologues notamment (1), la multiplication des aléas donnerait corps à une société nouvelle, la « société du risque », dont la perception, l'évaluation, les inégalités, l'empreinte sur les comportements constitueraient autant de domaines de recherche pouvant éclairer notre vision du social. D'autres auteurs relèvent le paradoxe existant entre l'observation d'une société qui n'a jamais été autant sécurisée et la demande d'une protection collective toujours plus forte, qui s'expliquerait par un seuil de tolérance à l'insécurité de plus en plus bas chez les individus (2). D'autres intellectuels encore, pensent que le risque « *est manifestement au centre de la morale moderne* » et vont jusqu'à proposer de séparer la société française en deux mondes, non pas entre riches et pauvres, mais entre « risquophiles » et « risquophobes » (Ewald et Kessler, 2000) : les premiers, porteurs de l'esprit d'entreprise, accepteraient d'affronter les défis d'aujourd'hui ; les seconds, trop « frileux », chercheraient au contraire à s'en protéger.

À l'origine, *risque*, de l'italien *risco*, est un terme marin qui désigne l'écueil qui menace un navire. Le terme est particulièrement bien choisi pour ceux qui aujourd'hui, à la recherche de sensations fortes, traversent les mers, en bateau, en planche à voile, à la rame, voire à la nage. La mer n'est certes pas la seule à accueillir ces aventuriers des temps modernes : escalades des faces nord, traversées de déserts, courses de dragsters, etc. Et ces gens de l'extrême sont de plus en plus nombreux à descendre des fleuves en raft, à pratiquer le canyoning, ou à faire du ski hors-piste. Mais la prise de risque ne se résume pas à ces conduites extrêmes et se rencontre dans des domaines plus courants : créer son entreprise, changer d'emploi, déménager, gérer son portefeuille, etc. sont autant de décisions comportant des aléas. Et l'observation de certaines pratiques de consommation : « mener une vie de bâton de chaise », « fumer comme une cheminée », « boire comme une éponge », « conduire à tombeau ouvert », montre que les risques encourus sont parfois davantage désirés que subis.

Si ces considérations générales ne doivent pas être perdues de vue, on se concentre ici, toutefois, sur la figure de l'*épargnant*. À la lumière des développements récents de la théorie micro-économique, on cherche à mesurer, à partir de données d'enquête, les paramètres de préférence qui déterminent ses décisions d'investissement et ses choix financiers en univers incertain, afin de déterminer si l'hétérogénéité des préférences entre les agents contribue à expli-

quer les disparités de patrimoine et dans le sens prédit par les modèles d'épargne de précaution ou de choix de portefeuille.

Le point de départ de cette analyse concerne ainsi le concept d'aversion au risque développé par Arrow (1965) et Pratt (1964) au milieu des années 1960 dans le cadre de l'espérance de l'utilité de Von Neumann et Morgenstern. Les extensions – à un cadre intertemporel – et les dépassements – utilité non espérée – de ce modèle de comportement ont cependant conduit à faire dépendre les choix en incertain d'une série de préférences hétérogènes, plus difficiles à identifier et ont mis en lumière, d'autre part, les problèmes de gestion de multiples aléas : la prise de risque dans le domaine financier, par exemple, va ainsi dépendre de manière complexe du degré, mais aussi du caractère plus ou moins subi ou désiré de l'exposition au risque dans les autres domaines (professionnel, familial, etc.). Ces développements amènent à se poser deux questions préalables :

- faut-il se contenter d'un seul indicateur de préférence, correspondant à une attitude générale à l'égard du risque ou de l'incertain – non probabilisable –, ou chercher à estimer indépendamment, pour chaque individu, les différents paramètres distingués par la théorie : aversion au risque, prudence, aversion à la perte, etc. (cf. *infra*) ?

- peut-on considérer que les individus ont des réactions homogènes face aux situations risquées, qui révèlent donc un trait caractéristique de sa personnalité, ou doit-on évaluer les préférences à l'égard du risque domaine par domaine, en reconnaissant ainsi qu'un même individu puisse être particulièrement vigilant en ce qui concerne sa santé mais se livrer pourtant à des placements financiers risqués (3) ?

Les réponses apportées à ces deux questions conditionne la méthodologie empirique adoptée, qui dépendra encore de la manière dont on traite des effets de contexte et autres éléments perturbateurs qui polluent les choix ou réactions des enquêtés et dont les études de laboratoire ont souligné l'importance.

1. Beck (2001), par exemple.

2. Notamment Castel (2003).

3. Soit l'exemple caricatural du champion français de dragster – pratique professionnelle sportive particulièrement risquée – qui déclarait récemment ne prendre aucun risque dans ses choix patrimoniaux, cette sage conduite étant une condition indispensable à la poursuite de sa passion rémunératrice. De la mesure de ses préférences à l'égard du risque dans le seul domaine professionnel, on déduira à tort qu'il devrait se livrer à des investissements financiers hautement risqués.

Barsky *et al.* (1997) proposent une mesure cardinale de l'aversion relative pour le risque *stricto sensu*, en confrontant les individus à des choix entre un montant de revenu certain et des loteries d'espérance de gain supérieure (4) ; sous certaines hypothèses, la question posée identifie bien le paramètre de préférence recherché en éliminant, *a priori*, les effets de contexte, mais présente à l'évidence un caractère très artificiel. Enfin, parce qu'ils tablent sur une certaine homogénéité des comportements face à l'incertain, ces auteurs suggèrent que leur indicateur, bien que partiel et limité au seul domaine professionnel, peut s'avérer pertinent pour expliquer nombre de comportements, en matière de santé (fumer, boire) comme de placements risqués.

L'approche retenue ici prend, dans une certaine mesure, le contre-pied de l'étude de Barsky *et al.* (1997), qui constitue la référence dans cette littérature récente. Elle ne vise qu'à classer les individus selon une mesure purement *ordinaire* de leurs préférences face à l'incertain, sans trop savoir ce que représente exactement cet indicateur correspondant à ce qu'on peut appeler, faute d'un meilleur terme, *l'attitude* à l'égard du risque : l'idée est qu'un individu plus averse qu'un autre sera également plus prudent, et de même plus averse à la perte. Parallèlement, elle considère qu'il n'est guère possible de formuler des questions pertinentes permettant d'éliminer les effets de contexte et cherche à éviter les situations trop abstraites. Enfin, elle écarte en principe les mesures trop partielles – limitées à un type de choix, à un seul domaine de l'existence – au profit d'une vision globale des comportements de l'agent face à l'incertain, à tout le moins lorsqu'il s'agit d'expliquer un phénomène comme l'accumulation patrimoniale, qui résulte de décisions en environnement risqué dans de multiples champs (choix de carrière, décision matrimoniale, projet d'enfants, investissements dans la santé, comportements financiers, arbitrage en matière de retraite).

C'est pourquoi on a, au contraire, multiplié les questions concrètes ou réalistes, de différente nature – opinions, intentions ou pratiques effectives, choix anecdotiques ou vitaux –, et qui couvrent un large éventail de domaines – consommation ou loisirs, santé, métier, gestion financière, famille, retraite – : le questionnaire *méthodologique*, reproduit intégralement en fin de dossier, comporte ainsi plus de 80 questions dont 56 – notées R1, R2, etc. – ont été affectées, par décision *a priori*, à l'évaluation des préférences à l'égard du risque. On construit alors un *score* global, indicateur supposé représentatif de

l'ensemble des réponses apportées par l'enquête : si les questions sélectionnées comportent bien une dimension commune relative aux préférences à l'égard du risque, la mesure agrégée devrait capter cette dimension en éliminant ou minorant les effets de contexte ou perturbateurs comme autant « d'erreurs de mesure » (Spector, 1991) (5).

La méthode de construction de ce score global est décrite dans l'encadré 1. Chaque question – R1, R2, etc. – est codée le plus souvent en trois modalités (-1 ; 0 ; +1), du moins au plus « risquophobe », comme l'indique le tableau de cet encadré. La valeur initiale du score est la somme des « notes » ainsi obtenues par l'enquête. On élimine ensuite les questions trop peu corrélées avec l'ensemble des autres, c'est-à-dire avec le score recalculé sans chacune d'elles. Le score final ne concerne que les questions finalement retenues. On dispose encore d'un indicateur, le coefficient alpha de Cronbach, pour mesurer son degré de cohérence interne, c'est-à-dire jusqu'à quel point les questions retenues comportent bien une dimension commune (cf. *infra*).

Au-delà de la technique statistique, l'enjeu apparaît clairement. On construit au départ un *seul* indicateur des préférences à l'égard du risque, qui permettrait de qualifier les enquêtés de manière globale – et seulement les uns par rapport aux autres – : l'hypothèse provisoirement émise est que la diversité des comportements d'un même individu face à l'incertain ne serait pas telle qu'elle ôte toute pertinence à ce score unique. Mais on laisse ensuite aux données le soin de trancher, autrement dit de juger *ex post* du bien fondé de l'hypothèse. Si trop de questions s'avèrent insuffisamment corrélées avec les autres et doivent être éliminées, on doit s'interroger sur la fiabilité et la pertinence même du questionnaire. Si le score final retient la plupart des questions mais présente une cohérence interne limitée, on peut chercher à construire plusieurs « sous-scores » plus cohérents, en groupant les questions par domaine, selon la taille des enjeux – petits ou gros risques –, ou encore en distinguant les choix anecdotiques et de longue portée. Enfin, si le score final inclut la plupart des questions et présente d'emblée un degré de cohérence élevé – qu'aucune décomposition en divers sous-scores ne parvient, en outre, à améliorer –, l'hypothèse de départ peut être conservée : l'analyse statistique montrera qu'il en est bien ainsi.

4. Voir le questionnaire recto verso décrit dans l'article [Présentation] et reproduit dans son encadré 1.

5. Le lecteur trouvera dans l'article [Théorie] une présentation plus formalisée des modèles de comportement en incertain et une justification plus rigoureuse de l'approche empirique suivie.

On pourra alors comparer les performances de ce score unique et global à celles d'autres indicateurs, qu'il s'agisse de déterminer le profil type de ceux qui prennent le plus de risque ou d'expliquer des comportements risqués – loto, casino, machines à sous – et les choix patrimoniaux : la mesure de *l'aversion relative* proposée par

Barsky *et al.* (1997), évoquée plus haut ; des *échelles* auto-déclarées, l'enquêté étant invité en fin de questionnaire, lorsqu'il est le mieux disposé, à se positionner lui-même entre 0 (« très prudent ») et 10 (« très aventureux »), cela globalement et par domaine de la vie (consommation, santé, métier, placements, famille).

#### Encadré 1

##### LE SCORE DES ATTITUDES VIS-À-VIS DU RISQUE

L'interprétation des réponses aux questions censées concerner le risque ou l'incertain peut se heurter à un double problème :

- la variabilité potentielle des réponses d'un même sujet qui apparaîtrait, d'un domaine de la vie à l'autre, tantôt plus risquophile, tantôt plus risquophobe que la moyenne des enquêtés (ce qui compliquerait l'élaboration d'un score global, fût-il seulement relatif) ;
- la délimitation du champ même des questions qui relèvent, directement ou indirectement, du risque ou de l'incertain.

En effet, les questions de l'enquête méthodologique définies sous le label R – voir questionnaire en fin de dossier – sont toutes supposées mesurer une prise de risque mais autorisent souvent d'autres interprétations. Ainsi le fait de ne pas conduire plus vite que la vitesse autorisée peut être le fait d'un individu aimant le risque, mais adepte d'un comportement civique. De même, une cohabitation préalable au mariage peut ne pas correspondre à la morale d'un sujet autrement prudent.

Supposons cependant que la plupart des items sélectionnés présentent une dimension semblable, qui soit effectivement liée aux comportements face au risque. Il est alors possible de construire un indicateur synthétique, qui résume de manière cohérente cette information commune tout en éliminant les autres aspects de chaque question, assimilés à des erreurs de mesure. L'élaboration de cet indicateur utilise une méthode de *scoring*, plus usuelle chez les psychométriciens que chez les économistes (Spector, 1991) : sur le tableau, les réponses des individus aux questions présumées être liées aux attitudes vis-à-vis du risque ont été codées sous forme dichotomique ou, le plus souvent, trichotomique : + 1 = risquophobe ; 0 = neutre (c'est-à-dire position moyenne) ; 1 = risquophile (c'est-à-dire moins risquophobe). Le score correspond alors à la somme des notes obtenue aux différentes questions.

##### Le coefficient alpha de Cronbach

D'un point de vue méthodologique, cette sommation ne peut se justifier que si les items retenus mesurent effectivement – en partie – la même chose. Or si tel est le cas, les réponses fournies par les individus devraient être suffisamment corrélées les unes aux autres. Le problème concerne ainsi la *cohérence interne* du score, qui peut se mesurer à partir du coefficient alpha de Cronbach. Ce coefficient s'exprime comme suit (Spector, 1991) :

$$\alpha = \frac{k}{k-1} \left( 1 - \frac{\sum_{i=1}^k \sigma_i^2}{\sigma^2} \right)$$

où  $k$  est le nombre d'items composant le score,  $\sigma^2$  est la variance totale du score et  $\sigma_i^2$  la variance de l'item  $i$ .

Le coefficient  $\alpha$  s'annule pour des items indépendants, atteint l'unité, valeur maximale, si toutes les questions sont parfaitement corrélées positivement ; il peut prendre des valeurs négatives si les scores partiels sont corrélés négativement. Plus généralement, sa valeur augmente, séparément, avec le nombre d'items  $k$  et la covariance des réponses aux différentes questions : on a donc intérêt à retirer les items les moins bien corrélés avec les autres – pour augmenter la covariance – mais jusqu'à un certain point seulement, puisque l'on diminue simultanément le nombre items  $k$  et donc la valeur du coefficient.

Pour construire le score, on a, dans un premier temps, introduit toutes les questions (56) qui étaient susceptibles de traduire un comportement vis-à-vis du risque (cf. tableau). Ce score a été calculé, séparément, pour les moins de 40 ans et pour les plus de 40 ans. On n'a retenu que les corrélations positives, supérieures au moins à 5 % dans l'une au moins des deux sous-populations. Deux questions ont été éliminées. L'item R19 présentait une corrélation trop faible quelle que soit la classe d'âge avec le score calculé sans cet item (0,2 %) ; l'item R40 était lui corrélé négativement (- 6 %). À titre indicatif, le coefficient de corrélation avec le score de la question R5, la plus contributive, est de 0,29 ; celui de l'item (retenu) le moins contributif (R8), de 0,01 sur la population totale (mais de 0,05 pour les 40 ans ou moins).

Une valeur de l'alpha de Cronbach inférieure à 0,40 est habituellement considérée comme insuffisante ; pour être jugé pleinement satisfaisant, le coefficient doit dépasser 0,70 (Nunnally, 1978). Le score obtenu pour les attitudes à l'égard du risque dans l'enquête méthodologique s'élève à 0,65 : le résultat peut être considéré comme tout à fait acceptable, compte tenu d'un nombre de modalités de réponse par question au plus égal à 3.

Tout progrès important dans l'élaboration de cet indicateur ne pourrait en fait provenir que du processus de sélection des questions introduites dans le score, ou encore d'un codage de ces questions plus étendu : une première tentative de passage de trois à cinq modalités, qui permet de distinguer les attitudes très risquées ou de réserver une modalité à part pour l'absence de pratiques à risque, ne modifie cependant pas la substance des résultats obtenus.

→





## Encadré 1 (suite)

## Fréquence des réponses et construction du score de risquophobie

Nature de l'indicateur (1)	Question	Rang dans le score	Risquophile (%) (-)	Risquophobe (%) (+)	Neutre (%)
<b>Consommation/loisirs/voyages</b>					
<b>R1</b> : Essaie souvent de nouveaux plats au restaurant (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q1</b>	42	38,3	25,1	36,6
<b>R2</b> : Va souvent au spectacle au hasard (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q2</b>	30	2,0	41,8	56,2
<b>R3</b> : Voyage de loisir pour découvrir de nouveaux lieux (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q3</b>	40	53,6	38,1	8,3
<b>R4</b> : Souscrit une assurance annulation pour un voyage (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q4</b>	46	21,0	74,9	4,1
<b>R5</b> : Gare son véhicule en état d'infraction (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q5</b>	1	41,2	37,4	21,4
<b>R6</b> : A modifié ses habitudes de déplacement suite aux attentats (oui = + 1 ; non = 0)	<b>I-Q7</b>	43	95,8	4,2	-
<b>R7</b> : A modifié ses habitudes alimentaires suite à la crise de la « vache folle » (a augmenté la consommation de bœuf = - 1 ; a réduit la consommation de bœuf/viande = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q8</b>	26	0,6	28,3	71,1
<b>R8</b> : Suit la mode vestimentaire (oui = + 1 ; la précède ou innove = - 1 ; autre = 0)	<b>I-Q12</b>	54	2,6	16,5	80,9
<b>R9</b> : Recherche des conseils avant de prendre des décisions (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>I-Q15</b>	45	29,6	4,8	65,6
<b>Santé/risque de vie/espérance de vie</b>					
<b>R10</b> : Pratique de sports à risque (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>II-Q1</b>	6	18,9	64,7	16,4
<b>R11</b> : Visites préventives chez le médecin/dentiste (oui = + 1 ; non = 0)	<b>II-Q2</b>	29	43,7	56,3	-
<b>R12</b> : Vaccinations non obligatoires (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>II-Q5</b>	27	40,4	28,1	31,5
<b>R13</b> : Met sa ceinture de sécurité, respecte la vitesse autorisée (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>II-Q6</b>	14	4,7	17,3	78,0
<b>R14</b> : Désir de se priver pour vivre plus longtemps (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>II-Q7</b>	15	26,7	12,5	60,8
<b>R15-16</b> : Souci du maintien de la forme (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>II-Q8</b>	28	15,6	8,7	75,7
<b>R17</b> : Sensibilité aux débats de santé contemporains (non, et n'a pas changé de comportement à risque = - 1 ; autre = 0)	<b>II-Q11</b>	52	17,9	82,1	-
<b>R18</b> : Sensibilité aux problèmes de financement du système de santé (oui, et a changé de comportement = + 1 ; non = - 1 ; autre = 0)	<b>II-Q12</b>	41	33,9	12,5	53,6
<b>Travail/revenu/carrière professionnelle</b>					
<b>R19</b> : Exerce un métier à risques (oui = - 1 ; non = 0)	<b>III-Q1</b>	Non retenu	37,1	62,9	-
<b>R20</b> : Recherche dans un métier, la nouveauté, la responsabilité (oui = - 1 ; autre = 0)	<b>III-Q2</b>	16	17,4	82,6	-
<b>R21</b> : A pris des risques dans son comportement professionnel (oui = - 1 ; non = 0)	<b>III-Q3A</b>	39	46,3	53,7	-
<b>R22</b> : A par ses loisirs pris des risques pour sa carrière (oui = - 1 ; non = 0)	<b>III-Q3B</b>	25	8,1	91,9	-
<b>R23</b> : Changements d'emploi ou professionnels risqués (oui = - 1 ; non = 0)	<b>III-Q3C</b>	23	24,7	75,3	-





## Encadré 1 (suite)

Nature de l'indicateur (1)	Question	Rang dans le score	Risquophile (%) (-)	Risquophobe (%) (+)	Neutre (%)
<b>R24</b> : Sensible aux aspects « risque » dans le choix du métier (oui, a choisi le métier le plus risqué = - 1 ; oui, a renoncé à un métier risqué ou choisi le moins risqué = + 1 ; autre = 0)	<b>III-Q4</b>	49	2,8	5,9	91,3
<b>R25</b> : Exerce des responsabilités (oui, et délègue = - 1 ; oui, ne délègue pas = + 1 ; autre = 0)	<b>III-Q5</b>	36	22,7	44,3	33,0
<b>R26</b> : A par prudence manqué des opportunités professionnelles (oui = + 1 ; non = 0)	<b>III-Q6</b>	44	72,3	27,7	-
<b>R27</b> : Conseille aux proches de prendre des risques professionnels (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>III-Q7</b>	8	13,8	10,1	76,1
<b>Placement, gestion de l'argent</b>					
<b>R28</b> : Achète 500 francs le billet de loterie d'espérance 1 000 francs. (non, trop risqué = + 1 ; autre = 0)	<b>IV-Q1</b>	48	68,6	31,4	-
<b>R29</b> : Assurance des biens contre les catastrophes naturelles (oui = + 1 ; non = 0) (2)	<b>IV-Q2</b>	13	29,6	70,4	-
<b>R30</b> : Assuré au-delà du minimum obligatoire (oui = + 1 ; non = 0)	<b>IV-Q3</b>	35	44,5	55,5	-
<b>R31</b> : « Être propriétaire, c'est avoir l'assurance d'avoir toujours un toit au-dessus de sa tête » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>IV-Q4</b>	7	4,9	51,6	43,5
<b>R32</b> : S'informe avant des choix de gestion de patrimoine (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>IV-Q5</b>	53	23,0	16,7	60,3
<b>Retraite</b>					
<b>R33</b> : Préoccupé par le risque de finir sa vie en maison de retraite (oui = + 1 ; non = 0)	<b>V-Q2A</b>	11	56,5	43,5	-
<b>R34</b> : Épargne contre le risque de finir sa vie en maison de retraite (oui = + 1 ; non = 0)	<b>V-Q2C</b>	17	74,6	25,4	-
<b>R35</b> : Préférerait des cotisations retraite allégées et une retraite « réduite » (oui, sans épargne supplémentaire = - 1 ; non, trop risqué = + 1 ; autre = 0)	<b>V-Q4</b>	24	1,9	27,2	70,9
<b>R36</b> : Préférerait un retrait précoce du marché du travail contre une pension réduite après 60 ans (oui, sans épargne supplémentaire = - 1 ; autre = 0)	<b>V-Q5</b>	20	2,1	97,9	-
<b>R37</b> : Préférerait une retraite accrue jusqu'à 85 ans (75 ans), diminuée après (oui, sans épargne supplémentaire = - 1 ; autre = 0)	<b>V-Q6</b>	33	6,9	93,1	-
<b>Famille/Transferts intergénérationnels</b>					
<b>R38</b> : « Le mariage est une assurance » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q1A</b>	2	37,8	14,5	47,7
<b>R39</b> : « Choisir un conjoint comporte des risques » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q1A</b>	47	13,1	32,6	54,3
<b>R40</b> : « On ne peut s'engager sans essai préalable dans un contrat comme le mariage » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q1A</b>	Non retenu	19,0	31,4	49,6
<b>R41</b> : « Avoir des enfants est une assurance pour les vieux jours » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q1A</b>	21	74,6	25,4	-





## Encadré 1 (fin)

Nature de l'indicateur (1)	Question	Rang dans le score	Risquophile (%) (-)	Risquophobe (%) (+)	Neutre (%)
<b>R42</b> : « Décider d'avoir des enfants, c'est prendre un risque » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q1A</b>	34	21,0	28,4	50,6
<b>R43</b> : « Décider d'avoir des enfants, c'est s'engager pour la vie » (non = - 1 ; oui = 0)	<b>VI-Q1A</b>	37	8,6	91,4	-
<b>R44</b> : Le mariage est un contrat de long terme « pour le meilleur et pour le pire » (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q1B</b>	9	10,5	52,6	36,9
<b>R45</b> : Fréquentation avant vie en couple (quelques mois au plus = - 1 ; plus de 2 ans = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q2A</b>	50	32,3	25,0	42,7
<b>R46</b> : Comportement ancré dans la tradition - choix du conjoint dans le même milieu et/ou choix du prénom selon tradition familiale ou religieuse (oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q2B</b> <b>VI-Q6A</b>	12	40,9	59,1	-
<b>R47</b> : Désire protéger financièrement son conjoint en cas de disparition (non = - 1 ; oui = 0)	<b>VI-Q4</b>	32	13,5	86,5	-
<b>R48</b> : Choix d'un prénom original, sans référence familiale ou religieuse (oui = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q6</b>	31	15,1	46,5	38,4
<b>R49</b> : Surveille constamment ses enfants (non = - 1 ; oui = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q7A</b>	18	15,7	24,7	59,6
<b>R50</b> : Inciterait ses enfants à prendre des risques (oui, tout à fait = - 1 ; non = + 1 ; autre = 0)	<b>VI-Q7C</b>	5	6,0	37,3	56,7
<b>Autres</b>					
<b>R51</b> : Prend ses billets à l'avance (non = - 1 ; bien à l'avance = + 1 ; un peu à l'avance = 0)	<b>VII-Q1A</b>	10	16,3	32,2	51,5
<b>R52</b> : Arrive à l'avance pour le train ou l'avion (non = - 1 ; bien à l'avance = + 1 ; un peu à l'avance = 0)	<b>VII-Q1B</b>	3	11,2	39,0	49,8
<b>R53</b> : Précaution contre une météo incertaine (non = - 1 ; oui = 0)	<b>VII-Q2</b>	4	37,4	62,6	-
<b>R54</b> : Modifie ses projets de sortie quand le temps est incertain (non = - 1 ; renonce = + 1 ; autre = 0)	<b>VII-Q3</b>	22	12,5	19,8	67,7
<b>R55</b> : Estime qu'il a de la chance dans la vie (= - 1) ou inversement, qu'il n'est pas verni (= + 1). (Autre = 0)	<b>VII-Q5</b>	38	41,9	24,6	33,5
<b>R56</b> : Consulte son horoscope, une voyante en cas de décision importante (non = 0 ; oui = + 1)	<b>VII-Q7</b>	50	90,3	9,7	-
<b>R57</b> : A peur de manquer dans l'avenir (non, pas du tout = - 1 ; oui, tout à fait = + 1 ; autre = 0)	<b>VII-Q8</b>	19	32,8	10,1	57,1
<b>Nombre d'observations</b>	<b>1 135</b>				
1. Dans la recension du codage, pour faire court, « autre » désigne (outre les non-concernés et les non-réponses) les positions intermédiaires entre un « oui » (accord) et un « non » (refus) plus ou moins affirmés : pour plus de détails, cf. Arrondel et al. (2002). 2. <b>R29</b> n'a été introduit que pour les individus de plus 40 ans.					

## Lecture :

Question **R50** la 5<sup>e</sup> la plus contributive au score correspond à la question **VI-Q7C** : « du genre à inciter ses enfants à prendre des risques ».

Oui = « oui, tout à fait » concerne **6 %** de l'échantillon, contribution au score - 1 (**risquophile**).

Non = « non, je les inciterais à la prudence » concerne **37,3 %** de l'échantillon, contribution au score + 1 (**risquophobe**).

Autre = « oui, mais seulement des risques limités » concerne **56,7 %** de l'échantillon, contribution au score 0 (**neutre**)

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee- Delta.



## Les difficultés théoriques

La théorie traditionnelle du consommateur-Épargnant en présence d'incertain a longtemps tenté d'expliquer les comportements en fonction d'un seul indicateur, l'aversion au risque (dérivée seconde de l'utilité). Depuis, la littérature a été progressivement amenée à faire dépendre les choix risqués d'autres paramètres de préférence, et cela déjà dans le cadre de l'utilité espérée. Or, ce cadre lui-même est aujourd'hui loin de faire l'objet d'un consensus parmi les économistes, le modèle de l'espérance de l'utilité étant souvent contredit par les études empiriques, économétriques ou expérimentales.

### Utilité espérée : le problème de la gestion de risques multiples

Pour que seule l'aversion au risque intervienne, il faut en fait se placer dans un cadre statique, atemporel, et n'envisager qu'un seul aléa avec une distribution de probabilités supposée connue – d'où l'importance méthodologique accordée aux paris ou aux choix de loteries. Même dans ce cas, on peut cependant montrer que les comportements varient empiriquement selon l'importance des *montants* en jeu. Les expériences de Kachelmeier et Shebata (1992) effectuées sur données réelles, avec des loteries dont les gains allaient jusqu'à trois fois le revenu mensuel, révèlent ainsi un goût pour le risque qui décroît fortement avec le montant de la mise. Et l'étude économétrique de Jullien et Salanié (2000) sur les courses de chevaux britanniques suggère que le comportement des parieurs suit plutôt un profil à la Friedman-Savage (1948), « risquophile » pour les petits gains et les petites pertes, mais « risquophobe » pour les gros gains et surtout les grosses pertes.

La plupart des choix patrimoniaux se situent toutefois dans un cadre intertemporel où gains et consommations futurs sont tous deux aléatoires : à l'effet classique de revenu s'oppose alors un effet de substitution en faveur de la consommation présente, certaine. Le fait d'être averse au risque n'est alors pas une condition suffisante pour générer un comportement d'auto-assurance, sous la forme d'une épargne de précaution. L'existence et le niveau de cette dernière dépendent d'une *prudence* positive de l'agent qui fait intervenir la dérivée troisième de l'utilité (Kimball, 1990). Empiriquement, on sait cependant peu de choses sur le degré de corrélation individuelle entre aversion au risque et prudence.

La situation est encore plus complexe lorsque l'agent est confronté simultanément à plusieurs risques. La plupart des modèles de gestion multirisque suppose un risque d'activité professionnelle *exogène*, inassurable et non diversifiable (*background risk*) et s'intéresse aux effets de cet aléa sur la prise de risques dans d'autres domaines : la demande d'actifs risqués (Kimball, 1993 ; Gollier et Pratt, 1996), ou la demande d'assurance (Kimball, 1992 ; Eeckhoudt et Kimball, 1992 ; Guiso et Jappelli, 1997). Même si les deux types de risque sont supposés indépendants, l'existence (ou l'augmentation) du risque exogène engendre, si le ménage est *tempérant* – propriété impliquant la dérivée quatrième de l'utilité –, une réduction du risque endogène : le montant investi en actions diminue ou la demande d'assurance augmente (6).

Si tel est le cas, un fonctionnaire dont le revenu est peu aléatoire devrait, pour un même degré d'aversion au risque, prendre davantage de risques dans la gestion de son patrimoine qu'un commerçant ou un chef d'entreprise. On dit alors qu'il y a *substitution* entre les risques. Lorsque l'on cherche à mesurer l'hétérogénéité des préférences entre individus et à évaluer son pouvoir explicatif des disparités de patrimoine, ce phénomène implique deux conséquences importantes :

- la prise de risques peut varier considérablement d'un domaine à l'autre pour un même individu ;
- l'observation d'un comportement à l'égard du risque dans un domaine donné ne renseigne pas forcément sur les préférences de l'agent face à l'incertain : il faut encore contrôler par son exposition à d'autres risques.

Les conclusions précédentes pourraient cependant être *inversées* si l'on admet que le risque sur le revenu est lui-même *endogène* – l'individu choisit son métier. Dans ce cas, Drèze et Modigliani (1966, p. 29) ont montré que le « consommateur exerçant une activité plus aléatoire (par choix) aura également des place-

6. L'hypothèse d'indépendance entre les risques professionnel et financier apparaît toutefois critiquable (cf. Haliassos, 2003). Lorsque la corrélation est positive (le risque de devenir chômeur augmente, par exemple, lorsque le marché boursier est baissier), les conclusions précédentes sont renforcées : un individu tempérant investira encore moins en actifs risqués. Par contre, si la corrélation est négative, l'effet du risque-revenu sur les investissements risqués est ambigu ; il peut même être positif (Arrondel et Calvo-Pardo, 2002).



*ments plus risqués* » : intuitivement, le résultat s'explique par la nécessité de répartir de manière équilibrée le risque global affectant l'activité professionnelle et les placements financiers – même si, là encore, ces deux aléas sont non corrélés (7). Autrement dit, un fonctionnaire a choisi un métier peu risqué en raison d'une forte aversion au risque, qui le conduira par ailleurs à ne pas trop s'exposer sur son patrimoine. Dans ce cas, un individu donné devrait prendre des risques comparables dans les différents domaines. On observerait un équilibre ou une *diversification* élargie des risques plutôt qu'une substitution (8).

Les prédictions des modèles de gestion multirisque dépendent donc de manière essentielle du degré de contrôle de l'aléa professionnel par l'agent, c'est-à-dire selon que l'exposition au risque est plutôt *subie* ou *choisie* – l'analyse s'avérant plus complexe dans le second cas. Rien d'étonnant alors à ce que ces modèles parviennent difficilement à des conclusions claires dans la situation la plus intéressante qui combine les deux cas à la fois : présence simultanée d'un risque exogène et inévitable (*background risk*) et de plusieurs risques endogènes, sur l'épargne de précaution et les choix de portefeuille, ou encore sur les choix de portefeuille et la demande d'assurance (vie) (9).

En résumé, déjà sous l'hypothèse de la maximisation de l'utilité espérée, cerner les choix en environnement risqué conduit à définir et mesurer toute une série de préférences individuelles : aversion au risque, prudence, tempérance – sans compter d'autres paramètres, liés au processus d'acquisition et de traitement de l'information sur les risques encourus – et oblige à aborder le problème épineux de la substitution ou de l'équilibre des risques indépendants. Barsky *et al.* (1997, pp. 550-551) soulignent d'ailleurs que ce problème, qui concerne plus largement le degré d'homogénéité des réactions d'un individu à diverses situations risquées, a été beaucoup étudié dans la littérature psychologique, la question étant de savoir si l'on peut définir une « spécifi- cité comportementale » face aux risques qui soit assimilable à un trait de la personnalité.

### Utilité non espérée : une définition élargie des comportements face à l'incertain

L'abandon du critère de l'utilité espérée aboutit à un spectre plus éclaté encore des comportements vis-à-vis du risque ou de l'incertain.

Une part importante des modèles revient à imposer une vision subjective déformée des probabilités. L'approche la plus simple de l'utilité « anticipée », à la Quiggin (1982), conduit à surévaluer les risques de faible probabilité et permet ainsi d'expliquer le paradoxe d'Allais (10). La théorie issue des travaux pionniers de Kahneman et Tversky (1979) – *prospect theory* – suppose, par ailleurs, que les individus prennent en compte les variations de richesse par rapport à un *niveau de référence* en traitant différemment des gains et des pertes, et déterminent leur choix en fonction notamment de leur *aversion à la perte*.

Les développements les plus intéressants combinent ces deux dépassements de l'utilité espérée. Les modèles d'utilité pondérée, à la Chew (1983) par exemple, utilisent l'asymétrie ainsi introduite entre gains et pertes pour distinguer les « optimistes », qui surpondèrent les probabilités des événements favorables, des « pessimistes », surtout sensibles aux événements défavorables. La théorie de Tversky et Kahneman (1992) – *cumulative prospect theory* – concilie aversion à la perte et utilité dépendante du rang (11) ; l'étude économétrique de Jullien et Salanié (2000), par exemple, montre que le recours à ce type de modèle est nécessaire pour expliquer les comportements des parieurs sur les courses de chevaux, qui se caractérisent par une forte aversion aux grosses pertes.

7. Ce résultat est passé relativement inaperçu au départ, car il ne figure que dans la version française de Drèze et Modigliani (1966), et non dans la version anglaise du Journal of Economic Theory de 1972. Bien que prometteuse, cette voie de recherche est encore peu explorée dans la littérature en raison des difficultés analytiques qu'elle rencontre.

8. Sur l'enquête Actifs financiers 1992, les deux effets opposés – substitution (Kimball) ou diversification (Drèze et Modigliani) de risques même indépendants – semblent à l'œuvre (cf. Arrondel et Masson, 1996). Toutes choses égales par ailleurs, les retraités (notamment anciens indépendants) détiennent plus souvent des placements risqués que les ménages en activité – effet de substitution ; au sein des ménages actifs, en revanche, les salariés du privé sont moins assurés sur la vie que les salariés du public et ont une demande d'actifs risqués supérieure : phénomènes de diversification.

9. Elmendorf et Kimball (2000) envisagent les effets d'un risque de revenu exogène sur les choix simultanés du montant de l'épargne et de sa composition. Les investissements risqués diminuent (substitution des risques) si l'aversion au risque et la prudence sont toutes deux décroissantes avec la richesse ; pour que l'épargne de précaution augmente simultanément, il faut encore que l'aversion relative soit constante.

10. À partir d'une expérience devenue célèbre sur des choix entre loteries composées, Allais a remis en cause la validité d'un des trois axiomes de l'utilité espérée, dit axiome d'indépendance.

11. En vérifiant notamment la propriété de monotonie : cf. l'article [Théorie].

Mais il existe également d'autres approches qui introduisent des concepts comme « l'aversion à l'incertitude » (au sens de Knight) pour rendre compte des choix des agents dans des situations où ils ne peuvent se référer à une distribution objective de probabilités sur les différents états de la nature. Parce qu'elles admettent l'existence de « probabilités subjectives non additives », ces approches rendent compte du paradoxe d'Ellsberg, qui veut que les individus choisissent en priorité les paris auxquels sont attachés des probabilités connues (« aversion à l'ambiguïté ») ; elles permettent aussi d'expliquer le comportement de personnes aux réactions hétérogènes, qui préfèrent simultanément acheter une assurance (vie) et parier aux jeux d'argent, plutôt que l'une ou l'autre de ces deux options (Schmeidler, 1989).

Ces différents modèles d'utilité non espérée introduisent donc de nouveaux paramètres de préférence vis-à-vis du risque et de l'incertain, qui contribuent d'autant à différencier les comportements des individus. Librement interprétés, ils élargissent surtout considérablement le *champ* de ces comportements, y incluant le pessimisme lié à une surévaluation des risques de ruine ou de catastrophe (chômage prolongé, maladie grave, invalidité, décès), ainsi que la « peur » du lendemain, d'une récession économique ou d'une crise politique, etc., ou, au contraire, les pulsions irraisonnées (*animal spirits*) de l'investisseur keynésien. Dans cette voie, les travaux de psycho-économistes ou socio-économistes, effectués souvent en laboratoire, invitent à différencier les individus selon d'autres attitudes encore : le besoin de nouveauté, la volonté d'innover, de désir de « briller » ou de se distinguer par rapport à la multitude peuvent ainsi, dans une certaine mesure, correspondre à un goût pour le risque ; à l'inverse, le conformisme ou le respect de la tradition résultent souvent d'une répugnance pour les situations risquées ou inattendues (12).

Ces travaux ont montré, parallèlement, l'importance des effets de contexte (*framing*) dans l'interprétation des résultats d'expérience (Loewenstein et Thaler, 1989) : les individus se décident en se rapportant implicitement à un niveau de référence dicté par la forme de la question, réagissent différemment à des changements de même ampleur, selon qu'ils s'effectuent graduellement ou brutalement, etc. (13).

## Les difficultés empiriques

À travers la batterie de questions, de pratiques, d'opinions ou d'intentions, produites dans l'enquête méthodologique, on tente de reproduire les multiples facettes des comportements à l'égard du risque – au sens large – tels que l'on vient de les répertorier.

Pour autant, on ne cherche pas ici à mesurer séparément les paramètres de préférence correspondants – aversion pour le risque, prudence, tempérance, degré de pessimisme, aversion à l'incertitude, etc. –, susceptibles d'influencer les choix patrimoniaux. À partir du tableau dessiné par l'ensemble des réponses de l'enquêté, on essaye seulement de faire émerger un portrait cohérent, caractérisant globalement ce que l'on appellera son *attitude* à l'égard du risque, mesurée au départ par un indicateur ordinal unique. Aucune question n'est *a priori* un révélateur clair et sans ambiguïté de la mesure synthétique que l'on vise ainsi à mettre en évidence ; mais le mécanisme de sommation réalisé pour la construction du *score* est censé dégager un résumé fidèle de l'information recueillie.

Les difficultés que rencontre une telle procédure se manifestent à chaque phase de la construction du score :

- la *sélection* des questions pertinentes et le choix de leur formulation pour limiter les effets de contexte et l'éventail des interprétations possibles : pour chaque item, les réponses des enquêtés sont en effet susceptibles d'être polluées, plus ou moins gravement, par telles ou telles considérations étrangères au risque... auxquelles on voudrait bien conférer un statut

12. Les questions notées, dans l'encadré 1, R17 et R18 (sensibilité aux débats publics concernant la santé ou à ses problèmes de financement), R8 (conformité à la mode vestimentaire), R48 (choix d'un prénom original pour les enfants), R55 (estimer avoir de la chance dans la vie) correspondent bien à cette vision élargie des comportements à l'égard du risque ou de l'incertain.

13. La littérature théorique explore encore d'autres pistes, plus complexes, qui élargissent d'autant l'éventail des comportements vis-à-vis de l'incertain en les envisageant comme un choix dynamique (Kreps, 1990) : les arbitrages patrimoniaux s'inscrivent dans des arbres de décision où s'enchevêtrent contrôles et aléas, l'individu et la nature ayant successivement la main. L'approche standard ramène ce problème de choix dynamique au choix statique d'une stratégie optimale ; elle suppose toutefois l'existence d'un système de préférences stables et complètes, parfaitement connues de l'agent. Une approche non standard, plus réaliste, reconnaît que les agents connaissent mal leurs préférences à l'avance et introduit une préférence pour la flexibilité, qui conduit à maintenir suffisamment ouvert l'espace des possibles en retardant, par exemple, un investissement irréversible. Or cette préférence peut également varier d'un individu à l'autre.

« d'erreurs de mesure », qui se compenseraient plus ou moins au niveau agrégé d'un score obtenu à partir d'une multiplicité de questions ;

- le *codage* précis des réponses en deux ou le plus souvent trois modalités : + 1 = risquophobe, 0 = position moyenne, - 1 = peu risquophobe (ou même risquophile), tel qu'il est indiqué dans l'encadré 1 où figure un résumé de chaque item ; nombre de questions laissent en effet des marges d'interprétations possibles : comment coder, par exemple, l'absence de pratique à risque ?

- la recherche d'indicateurs présentant une *cohérence interne* suffisante, qui pourrait conduire à distinguer plusieurs sous-scores plutôt que de ne retenir qu'un score global au caractère trop composite : ce choix comporte, là encore, une part d'arbitraire, même si l'on dispose, *ex post*, de mesures statistiques de cohérence (coefficient alpha de Cronbach, analyse en composantes principales).

### Pluralité des interprétations possibles et effets de contexte

Contrairement aux expériences de laboratoire, certes artificielles, qui donnent à choisir entre des loteries, les décisions concrètes des agents, auxquelles se réfèrent nombre des questions, font en général intervenir d'autres dimensions que le risque. Ce phénomène complique l'analyse des réponses apportées : dans le choix d'opter ou non pour un métier risqué – question R19 dans l'encadré 1 –, d'autres considérations peuvent ainsi jouer un rôle déterminant, telles l'intérêt de la tâche, les conditions de travail, le niveau des pensions, la localisation géographique, etc.

Comme on peut le voir sur le questionnaire reproduit à la fin du dossier, certaines questions – relatives à la retraite par exemple (R33, R35 à R37) – qui font intervenir tant l'incertitude que l'éloignement du futur, ont par ailleurs été affectées à la fois à l'attitude à l'égard du risque et à la préférence pour le présent (cf. l'article [Temps] de ce dossier) sans que l'on puisse déterminer, au départ, le critère dominant dans les réponses des enquêtés.

Pour d'autres comportements, la dimension du risque peut même n'avoir, pour certains enquêtés, qu'un rôle secondaire. Ainsi, la fraude – dépassement de la vitesse autorisée, omission

de la ceinture de sécurité (question R13), le stationnement interdit (question R5) – peut être interprétée comme un comportement à risque ; mais elle sera pourtant rejetée par les personnes qui aiment le risque mais ont un sens élevé du civisme ou de la morale.

### Privilégier les aspirations exprimées ou les pratiques effectives ?

Dans le choix initial des questions, fallait-il accorder davantage de place à des informations objectives, relatives aux *pratiques* observées, plutôt qu'aux informations plus subjectives, décrivant les *aspirations* de l'enquêté ?

Un premier problème provient du fait que les comportements évoqués dans les questions s'effectuent le plus souvent sous contraintes, si bien qu'ils ne peuvent véritablement révéler les préférences de l'agent. Ainsi, ne pas pratiquer une activité risquée peut aussi bien correspondre au choix libre d'un individu prudent, qu'à un choix forcé, sans signification claire *a priori* : il faudrait au moins savoir si l'agent n'est pour rien dans les contraintes qui lui sont imposées aujourd'hui ou si elles résultent, au contraire, de ses décisions passées, plus ou moins irréversibles.

Par exemple, la situation professionnelle d'un entrepreneur, supposé donc exercer un métier risqué, peut être le résultat de diverses histoires de vie. Si cette personne n'a pas choisi son métier – obtenu par héritage, par exemple – l'item R24, qui cherche à savoir si les considérations de risque ont été déterminantes dans le choix d'activité, ne renseigne guère sur son attitude vis-à-vis de l'incertain. Si elle a choisi son métier en conséquence et n'a pas vu ses goûts évoluer depuis, l'item révèle bien la nature de son attitude vis-à-vis du risque aujourd'hui. Si la personne a choisi son métier mais est devenue plus prudente, la question révèle seulement l'attitude à l'égard du risque dans le passé : il vaudrait donc mieux ne pas l'inclure dans le score (14).

Soit, à l'inverse, une personne qui aurait aimé un emploi sûr de fonctionnaire mais a raté les concours et se retrouve alors dans un secteur professionnel moins protégé, sans l'avoir vérita-

14. Mais même cette décision, qui requiert des informations très détaillées sur la trajectoire de l'enquêté, reste contestable, dans la mesure où la variable à expliquer, soit le montant de l'accumulation patrimoniale, a la dimension d'un stock et garde donc forcément une mémoire du passé.

blement désiré : si l'on confond aspirations et pratiques, on la jugera à tort plus risquophile qu'elle ne l'est en réalité.

Pour atteindre les préférences, il faudrait pouvoir observer les comportements dans un monde idéal, libéré de toute contrainte – ce que tentent précisément de faire, avec plus ou moins de bonheur, les études expérimentales. De ce point de vue, les questions d'opinion ou relatives aux projets et aux aspirations, critiquables sous d'autres aspects, apparaissent ici plus pures, plus aisément interprétables que les informations sur les pratiques effectives, qui ne sont jamais que les réalisations *ex post* de ces aspirations.

### Comment interpréter l'absence de pratique de certaines activités à risque ?

Les problèmes posés par cette dialectique entre aspirations et réalisations prennent un tour particulier dans le cas de la *non-pratique*, réponse relativement fréquente à certaines questions, concernant notamment les consommations, loisirs ou activités sportives. À la question (R1) - « Essayez-vous de nouveaux plats au restaurant ? » -, certains enquêtés répondent ainsi qu'ils n'y vont jamais. Comment coder cette modalité de réponse, c'est-à-dire quelle règle générale d'interprétation adopter dans ce cas ? Comme on s'est limité à des codages au plus trichotomiques (- 1 ; 0 ; + 1), il n'y a que deux options possibles : soit on considère que la non-pratique relève d'autres déterminants et ne révèle rien en matière d'attitude vis-à-vis du risque (codage = 0) ; soit on pense plutôt qu'elle est la conséquence d'une certaine prudence qui décourage l'engagement dans cette activité (codage = + 1 dans le score de risquophobie).

Dans le fait de ne pas pratiquer de sports à risque (question R10), s'il s'agit d'un choix délibéré, l'interprétation en termes d'aversion au risque apparaît légitime. Mais une absence de pratique due à une incapacité ou impossibilité physique ne renseigne en rien sur son attitude vis-à-vis du risque – la personne pourrait désirer exercer de tels sports ou, tout aussi bien, en avoir pratiqué certains dans le passé.

En l'absence de ces renseignements complémentaires, le codage effectué considère en général que la non-pratique est un signe d'aversion au risque : le meilleur moyen de ne

pas avoir de mauvaise surprise serait d'éviter toute exposition – quand on ne va jamais au restaurant (R1) ni au cinéma (R2), on ne risque pas d'être déçu par le plat ou le film choisi. Cette hypothèse revient à supposer, dans un cas particulier, que les expositions aux différents risques sont plutôt endogènes ; compte tenu de la fréquence des cas de non-pratique, elle n'est pas sans incidence sur la valeur du score (15).

### Exposition au risque subie ou choisie ?

Justement, une des difficultés théoriques recensées plus haut concerne la gestion simultanée de *plusieurs* risques, selon leur nature endogène ou exogène et plus précisément les interférences entre les risques pris ou subis dans un domaine – professionnel par exemple – et les comportements ou préférences en matière de risque dans un autre (financier). On a alors opposé deux situations polaires.

Une exposition au risque exogène dans un domaine conduirait l'agent – tempérant – à se protéger davantage dans ceux qu'il contrôle, à se montrer plus prudent par ailleurs. Cette logique de *substitution* des risques conduirait une personne en mauvaise santé à s'assurer, un chômeur potentiel à privilégier les placements sûrs, une profession indépendante à renoncer plus souvent aux sports risqués ou, dans la même veine, un ménage à l'offre de travail peu flexible à moins tenter sa chance (Bodie *et al.*, 1992). Au pire, elle conduirait à des mesures de préférence à l'égard du risque établies domaine par domaine – ou même à un niveau plus fin – qui seraient quasi indépendantes, voire même négativement corrélées.

Une exposition au risque choisie dans un domaine donné serait plutôt le signe d'un goût pour le risque qui devrait se manifester également, peu ou prou, dans d'autres situations. Selon cette logique de *diversification* élargie des risques, rien n'empêcherait l'entrepreneur précédent, s'il a choisi librement un métier qui

15. Les premiers tests de conventions alternatives montrent cependant que les résultats obtenus quant aux déterminants et aux effets du score sur le patrimoine sont robustes. Plutôt que de devoir choisir entre les deux options indiquées, une solution de compromis consisterait à augmenter le nombre de modalités dans le codage effectué, limité à trois alors que les études psychométriques en retiennent souvent davantage (Spector, 1991) : avec quatre modalités, de - 1 à + 2 par exemple, il serait possible de classer la non-pratique dans une position intermédiaire : 0 = position moyenne ; + 1 = non pratique ; + 2 = plus risquophobe.



comporte certains aléas, d'avoir également d'autres pratiques risquées, en matière de loisirs comme de choix de portefeuille (Drèze et Modigliani, 1966). Poussée à la limite, cette logique impliquerait, au contraire, une parfaite corrélation entre les indicateurs de risquophobie mesurés domaine par domaine.

Comme dans le cas de la non-pratique, les informations fournies par le questionnaire ne permettent pas de trancher en faveur de l'une ou de l'autre configuration. Conformément à la décision prise de construire au départ un score unique, qui constituerait un trait de la personnalité de l'individu, on opte dans une large mesure pour la seconde logique : la codification retenue classe en général comme moins risquophobe ou risquophile un individu qui indique être fortement exposé à un risque donné, ce qui revient à faire l'hypothèse que, dans la plupart des cas envisagés, les contraintes ne sont pas suffisamment fortes pour le conduire à accepter une situation non désirée.

### Hétérogénéité et biais de perception des risques

De nombreux travaux empiriques montrent que les réactions face aux risques encourus varient sensiblement selon la taille des enjeux. Or, certaines des questions sont relatives à de petits risques et d'autres à des aléas importants. Cette hétérogénéité des risques auxquels on confronte l'enquêté au cours du questionnaire amène encore une fois à s'interroger sur la pertinence et la cohérence du score global qui lui est affecté, agrégeant choix anecdotiques et décisions d'importance – toutes questions considérées pourtant sur le même plan dans la construction de l'indicateur. Le fait que le score ne soit qu'une mesure *relative* réduit sensiblement la portée de cette objection : on suppose seulement qu'un individu qui prend moins de risque qu'un autre lorsque les enjeux sont modestes, se comporte de même lorsque les enjeux deviennent importants.

Toutefois, pour que la comparaison entre individus ne soit pas biaisée, il importe qu'une même question les confronte tous à un risque d'importance similaire. Or cette condition n'est qu'imparfaitement assurée pour la plupart des items. La vraie difficulté tient à cette hétérogénéité des risques encourus d'un individu à l'autre, non pour un même enquêté.

La pratique de sports dangereux (question R10), implique par exemple un risque d'immobilisation en cas d'accident. Le risque professionnel attaché à cette immobilisation éventuelle, qui empêche de travailler pendant une période donnée, varie cependant beaucoup d'un agent à l'autre. Pour un fonctionnaire, le seul inconvénient concerne, dans la majorité des cas, le désagrément de l'immobilisation. Mais pour un indépendant ou certains autres salariés, d'autres aléas interviennent, faillite de l'entreprise ou perte d'emploi : globalement, la prise de risque serait donc plus élevée. Le score pourrait ainsi sous-estimer le goût pour le risque des individus exposés à des conséquences particulièrement dramatiques. Ce biais apparaît difficilement évitable, sauf à personnaliser le questionnaire à l'extrême.

Mais l'hétérogénéité des risques d'un individu à l'autre pourrait encore avoir une autre source, purement *subjective* cette fois, liée aux anticipations hétérogènes des agents (Viscusi, 1998). Certains auraient tendance à surestimer les risques auxquels ils sont confrontés, d'autres à les sous-estimer, plus généralement, certains pensent qu'ils attirent toujours les problèmes, d'autres qu'ils sont systématiquement épargnés. Or, les développements théoriques récents considèrent ces attitudes pessimistes ou optimistes comme partie prenante des préférences à l'égard du risque ou de l'incertain et on a essayé d'en tenir compte dans le questionnaire (16).

### Le score, mesure ordinale et globale des attitudes vis-à-vis du risque

Les questions retenues dans la construction du score d'attitude vis-à-vis du risque, ainsi que celles qui ont été éliminées, sont présentées dans le tableau de l'encadré 1. Y figurent également : le codage adopté et la répartition des ménages selon les deux ou trois modalités de réponse ainsi distinguées ; le rang de corrélation de chaque item avec le score recalculé sans cette question. L'objet de cette partie est de présenter les propriétés générales de cette mesure et d'en vérifier la pertinence et la cohérence interne.

16. La question R55 aborde directement ce point : 42 % des individus déclarent « qu'ils ont souvent de la chance dans la vie » alors que 25 % disent d'eux-mêmes « qu'ils ne sont pas vernis » (cf. encadré 1).



## Les contributions des questions au score

Le score a été construit comme la somme des notes attribuées pour les 56 questions possibles, une risquophobie plus élevée étant signée positivement (+ 1), et la risquophilie – ou plutôt la moindre risquophobie – négativement (- 1). Certaines questions ont été codées en deux modalités, mais la plupart sont trichotomiques, en distinguant une position intermédiaire notée 0 (17).

Deux questions seulement ont été éliminées parce qu'elles présentaient une corrélation trop faible ou négative avec l'ensemble des autres (18). À titre de comparaison, un test comparable a conduit à écarter 9 questions sur 34 dans le cas de la préférence pour le présent, paramètre de préférence certes plus difficile à cerner.

De manière un peu inattendue, la question la plus corrélée avec le score est l'item R5 qui concerne le fait de garer ou non sa voiture en infraction (37,4 % ne le font jamais, 41,2 % le font parfois, 21,4 % = sans objet). Vient ensuite le fait de considérer que « le mariage est une assurance » (R38 : 14,5 % pensent que oui, 37,8 % le contraire, les autres ont un avis plus nuancé). Arriver à l'avance pour prendre le train ou l'avion (R52) est aussi un item bien corrélé avec le score (39,0 % arrivent bien à l'avance, 11,2 % au dernier moment). Les autres questions les plus contributives concernent le fait de prendre ses précautions lorsque le temps risque d'être mauvais (R53) ; le désir d'inciter ses enfants jeunes à prendre des risques ou inversement à la prudence (R50 : 6 % incitent à prendre des risques) ou encore la pratique de sports risqués (R10 : 18,9 % sont de tels sportifs).

Inversement, les items retenus les moins bien corrélés au score sont : R8 qui concerne le suivi de la mode vestimentaire ; R17 qui s'intéresse à la sensibilité aux débats de santé (17,9 % ne se sentent pas concernés) ; R24 qui est relatif au choix du métier (5,9 % ont renoncé au métier choisi à cause du risque, 2,8 % ont choisi le métier le plus risqué) ; R32 qui a trait à la recherche d'information en matière patrimoniale (23,0 % ne demandent pas conseil, 16,7 % recherchent des avis) ; R45 qui concerne la fréquentation pré-nuptiale ; R56 qui s'intéresse à la consultation de l'horoscope ou de voyantes (9,7 % lisent leur horoscope ou consultent une voyante avant toute décision importante), etc.

La question la plus proche des expériences de laboratoire, qui consiste à faire jouer les individus à une loterie (R28), ne se place qu'en 48<sup>e</sup> position sur 54 (31,4 % des individus refusent de participer à une loterie dont l'espérance de gain est de 1 000 pour un prix de 500). Ceci est déjà le signe que le score sera assez peu corrélé avec les mesures expérimentales établies à partir de quelques jeux de loteries, à l'instar de la mesure de l'aversion relative pour le risque proposée par Barsky *et al.* (1997).

## Un score cohérent, représentatif de la richesse des comportements face à l'incertain

Un premier jugement de la qualité de la mesure s'appuiera sur trois critères :

- une dispersion minimale : une variance trop limitée, outre qu'elle est peu réaliste, ne permet pas de relier les disparités de patrimoine à l'hétérogénéité individuelle des préférences ;
- le degré de cohérence interne : l'indicateur ne présente-t-il pas un caractère trop composite, qui justifierait sa décomposition en plusieurs composantes ?
- la représentativité de la richesse des comportements d'un agent face à l'incertain.

Théoriquement, avec le codage adopté pour les 54 items sélectionnés, le score maximal que peut obtenir un individu risquophobe (de plus de 40 ans) est de + 45 et le score minimal d'un individu risquophile est de - 46. Dans l'échantillon, les valeurs du score s'étagent entre - 22 et + 27 (19).

17. La dernière question est notée R57, mais les aléas du codage amènent à noter une question R15-16. La construction du score est explicitée en détail dans Arrondel *et al.* (2002).

18. Pour conserver un item, il fallait qu'il présente une corrélation (positive) supérieure à 5 % avec les autres items du score – à défaut, seulement pour les moins de 40 ans ou pour les plus âgés : cette corrélation est trop faible pour l'item R19 (exercer un métier à risque) et négative pour l'item R40 (nécessité ou non d'une période probatoire avant le mariage).

19. L'individu jugé le plus risquophile (score de - 22) est jeune (28 ans), a son Bac et exerce la profession d'employé administratif (comme son père) ; il vit en couple, n'a pas d'enfant, a une conjointe qui travaille, perçoit un salaire peu élevé (90 000 francs). Il se positionne également au maximum des échelles subjectives (10 = le plus aventureux) et ceci quel que soit le domaine envisagé. À l'inverse, l'individu le plus risquophobe d'après cette mesure (score de + 27) est âgé (74 ans), détient un Bac, était cadre dans la fonction publique (son père était également cadre) ; il est marié avec un enfant ; sa femme travaille et le couple perçoit un revenu relativement élevé (265 000 francs). De manière cohérente, il se situait très bas sur les échelles de risque dans les différents domaines (0 ou 1).



L'histogramme du score est présenté sur le graphique I-A. La moyenne de la distribution est de 4,2 ; le premier quartile vaut 0 – les 24,6 % les plus risquophiles ont un score inférieur ou égal à 0 – et le dernier vaut 9 – les 22,3 % les plus risquophobes ont un score supérieur ou égal à 9. L'hétérogénéité des préférences individuelles mesurées est donc importante.

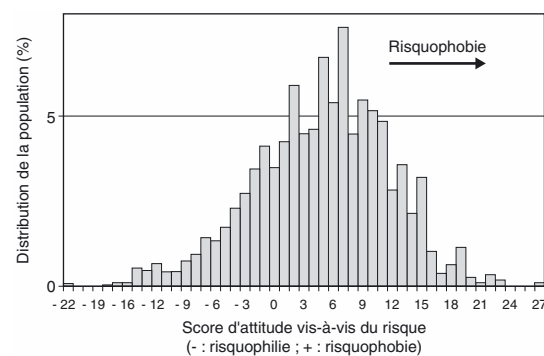
Utilisé surtout en psychométrie, le coefficient alpha de Cronbach permet, par ailleurs, de mesurer le degré de cohérence interne du score pour les 54 questions finalement retenues. Ce coefficient est nul pour des items indépendants, égal à l'unité – sa valeur maximale – s'ils sont parfaitement corrélés ; en psychométrie, on requiert plutôt des valeurs supérieures à 0,7 (cf. encadré 1). Dans ces conditions, la valeur obtenue pour l'échantillon global, égale à 0,65 (cf. tableau 1), dénote un score raisonnablement homogène : une seule mesure ordinale rendrait assez bien compte des réponses de chaque individu à une grande variété de questions.

Cette conclusion est étayée par l'examen des corrélations entre le score global et les *sous-scores* établis par domaine – consommations/loisirs (8 questions), santé (8 questions), travail (9 questions), gestion financière (5 questions), retraite (5 questions), famille (13 questions), « autres » (7 questions). Ces dernières sont toutes, parfois largement, supérieures à 0,5 ; en revanche, les corrélations entre sous-scores sont limitées, le plus souvent inférieures ou égales à 0,2 (cf. tableau 2). Autrement dit, une mesure partielle, relative à un domaine, informe beaucoup moins sur l'ensemble des comportements de l'individu à l'égard du risque qu'une mesure agrégée, relativement représentative (20).

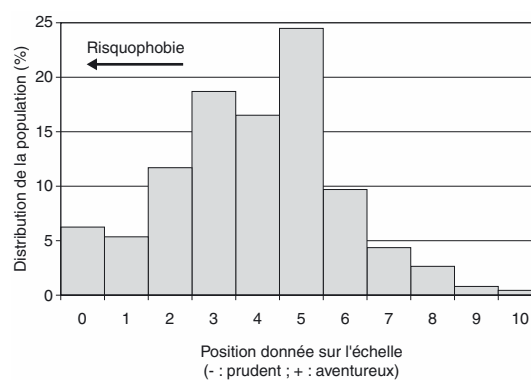
20. Les corrélations de rang, s'agissant de variables discrètes, conduisent aux mêmes conclusions. Par ailleurs, les corrélations entre les sous-scores et le reste du score (obtenu en écartant les questions du domaine concerné) restent relativement élevées (supérieures à 0,35).

Graphique I  
**Risquophobie et Risquophilie**

**A - Histogramme du score de risque**



**B - Histogramme de l'échelle globale de risque**



Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Tableau 1  
**Propriétés statistiques du score de risque**

Alpha de Cronbach			Items retenus/Items initiaux
Population totale	Moins de 40 ans	Au moins 40 ans	
0,65	0,62	0,62	54/56

Lecture : le score d'attitude vis-à-vis du risque retient finalement 54 questions sur les 56 initialement posées. Une question a été éliminée pour corrélation négative avec les autres questions, l'autre pour corrélation trop faible. L'indice de cohérence du score final mesuré par l'alpha de Cronbach s'élève à 0,65 sur la population totale, 0,62 pour les moins de 40 ans et 0,62 pour les 40 ans et plus.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.





Menée sur les 56 questions initiales, telles qu'elles ont été codées dans le tableau A de l'encadré 1, une analyse en composantes principales (ACP), qui permet de juger des proximités entre les questions d'une autre manière, confirme la pertinence du score (cf. encadré 2). Elle montre que ce dernier est une combinaison des informations apportées par les deux premiers axes, nettement plus explicatifs et beaucoup plus interprétables que les suivants : le premier traduit surtout une faible prise de risque dans les décisions courantes : répugne à se sta-

tionner en zone interdite, arrive à l'avance pour un voyage, etc. ; les choix d'entrée dans la vie professionnelle – métier peu risqué – ou familiaux – pense que le mariage est une assurance, incite ses enfants à la prudence, etc. – le second représente davantage les risques personnels à plus long terme, relatifs notamment à la survie – épargne pour éviter de finir dans une maison de retraite, est sensible à l'équilibre des dépenses publiques de santé, a le souci de sa forme en surveillant son poids ou son alimentation et en faisant du sport.

Tableau 2  
**Corrélations entre les scores domaine par domaine**

	Score	Score consommation	Score travail	Score gestion financière	Score santé	Score famille	Score retraite	Score autre
Score global	1,00	0,56	0,48	0,44	0,56	0,68	0,49	0,56
Score consommation		1,00	0,22	0,10	0,12	0,19	0,11	0,21
Score travail			1,00	0,03	0,08	0,20	0,14	0,22
Score gestion financière				1,00	0,21	0,23	0,23	0,11
Score santé					1,00	0,22	0,25	0,21
Score famille						1,00	0,29	0,18
Score retraite							1,00	0,23
Score autre								1,00

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

#### Encadré 2

##### UNE MESURE ALTERNATIVE : L'ANALYSE EN COMPOSANTES PRINCIPALES

Pour juger de la robustesse du score, on a effectué une analyse en composantes principales. Les variables actives en sont les 56 items initiaux, tels qu'ils ont été codés au tableau de l'encadré 1.

Les deux premiers axes expliquent seulement 11,2 % (6,1 % + 5,1 %) de l'inertie du nuage d'observations : c'est relativement peu, mais le résultat ne devrait pas surprendre si l'on tient compte du fait que les questions sont dichotomiques ou trichotomiques. Le faible pouvoir explicatif des deux premiers axes confirme, quoi qu'il en soit, les significations plurielles des questions retenues pour le score.

La projection de ces différentes questions dans le cercle des corrélations est représentée sur le graphique. Si l'on projette, comme variable supplémentaire, le score que l'on a classé en quartiles (SAR1 correspond aux individus les plus risquophobes, SAR4 aux plus risquophiles) dans le cercle des corrélations défini par les deux premiers axes, les plus prudents se situent dans le quart nord-est, les plus aventureux dans le quart sud-ouest. La projection du score est cependant plus proche du premier que du second axe puisque la bissectrice passe entre les points R29 et R46 (sur le graphique, l'échelle des abscisses est en effet deux fois plus petite que celle des ordonnées).

Si l'on projette, sur ce même graphique, l'échelle subjective (en quatre catégories : ECHLG1 correspond au quartile des individus les plus prudents, ECHLG4

aux plus aventureux), c'est seulement le premier axe qui semble pertinent. De même, si l'on projette les échelles subjectives mesurées dans les différents domaines, les plus prudents sont situés à gauche du premier axe, les plus aventureux à droite.

Si l'on procède à la même analyse en projection sur les deuxième et troisième axes (graphique non représenté), on constate que ce dernier (3,6 % seulement de l'inertie expliquée) n'apporte rien quant à la dimension du risque : le score est lié au second axe mais pas au troisième ; l'échelle n'est pas plus corrélée avec le second qu'avec le troisième facteur (elle se projette au centre du cercle des corrélations).

Sur le graphique des deux premiers axes, les trois questions les plus corrélées avec le score (cf. tableau de l'encadré 1), soit R5 (« *On ne stationne pas en zone interdite* »), R38 (« *On considère le mariage comme une assurance* ») et R52 (« *On arrive à l'avance pour les voyages* ») sont bien éloignées du centre du cercle de corrélation et sont des questions qui expliquent le premier axe. C'est aussi le cas des questions classées 5<sup>e</sup>, 6<sup>e</sup> et 8<sup>e</sup> : R50 (« *On n'incite pas ses enfants à prendre des risques* »), R10 (« *On ne pratique pas des sports à risque* »), R27 (« *On déconseille aux proches de prendre des risques professionnels* »). Ces items les plus caractéristiques du premier axe font ainsi référence soit aux pratiques de tous les jours, soit aux décisions familiales du ménage.



## Encadré 2 (suite)

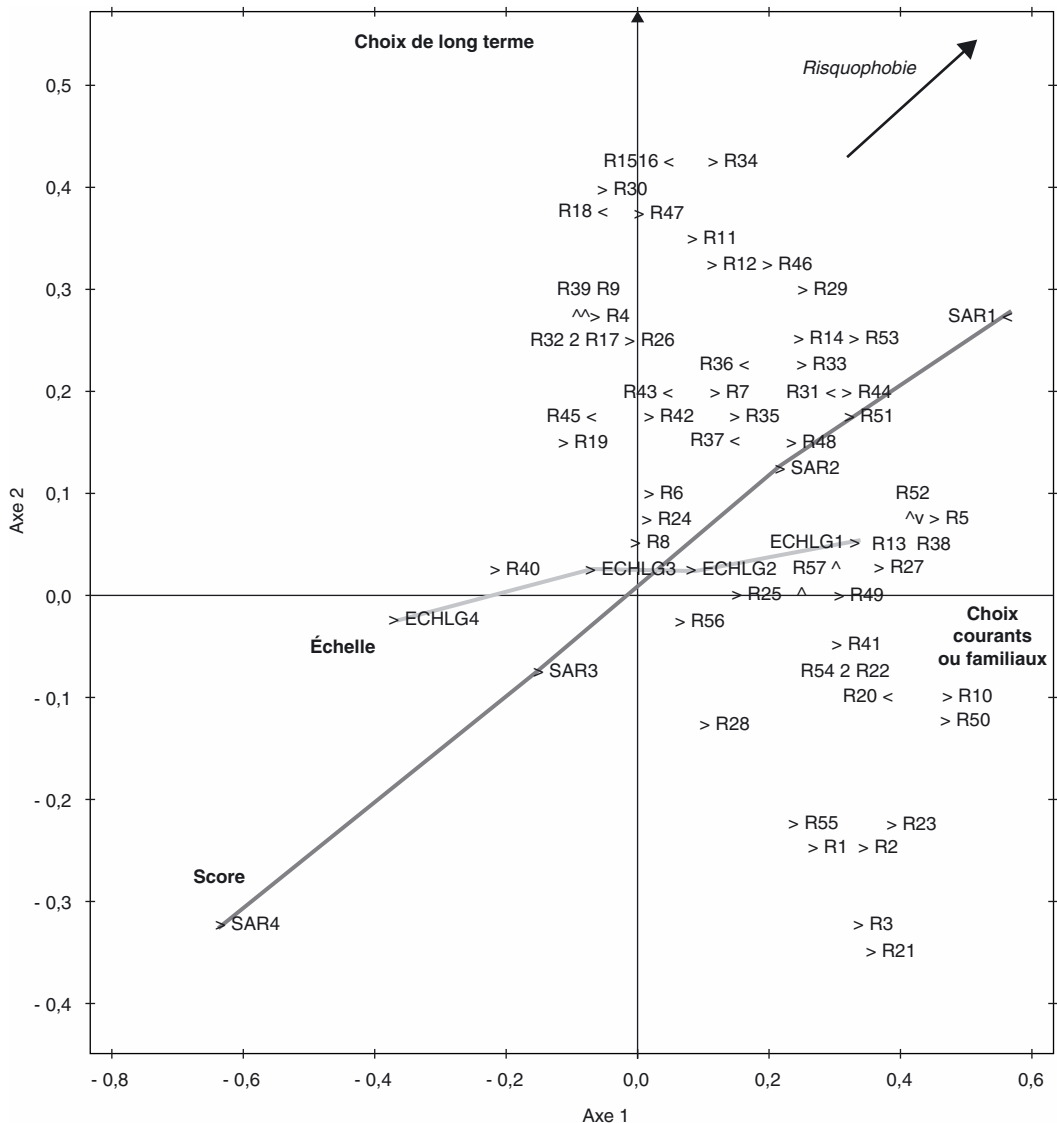
Ce sont les questions R15-16 (« On se soucie du maintien de sa santé »), R34 (« On épargne pour financer sa maison de retraite »), R30 (« On s'assure au-delà du minimum »), R18 (« On est sensible à l'équilibre des dépenses de santé ») et R47 (« On protège financièrement son conjoint en cas de disparition ») qui sont les plus caractéristiques du deuxième axe principal. Ces questions n'étaient cependant pas les mieux classées dans le score (entre la 17<sup>e</sup> et la 41<sup>e</sup> place). Elles concernent plutôt les risques de long terme, qui concernent la retraite, la santé, ou la protection du conjoint survivant.

Les items classés en 4<sup>e</sup>, 7<sup>e</sup> et de 9 à 11 (R53, R31, R44, R51, R33) sont voisins de la première bissectrice et donc de la projection du score. Les questions les plus

proches du centre du cercle de corrélation sont l'item R8 (54<sup>e</sup> et dernière position) et l'item R56 (resp. 50<sup>e</sup> position) et les questions éliminées du score (R19 et R40). Méthode de *scoring* et ACP aboutissent donc à des résultats convergents.

Finalement, il semble que l'information fournie par les deux premiers axes soit suffisante pour caractériser les individus en matière d'attitudes vis-à-vis du risque, mais qu'elle ne peut, en revanche, se résumer à une seule dimension. L'échelle, parce qu'elle est corrélée uniquement avec le premier axe apparaît, de ce fait, un indicateur moins performant que le score : lié aux deux facteurs principaux à la fois, ce dernier reproduit de manière fiable et cohérente l'information commune contenue dans les questions de l'enquête.

## ACP de l'attitude à l'égard du risque (2 premiers axes)



**Choix courants** : on ne stationne pas en zone interdite ; on préfère arriver à l'avance lors des voyages ; ou familiaux : on considère le mariage comme une assurance ; on surveille ses enfants et ne les incite pas à prendre des risques ; on déconseille aux proches de prendre des risques professionnels.

**Choix de long terme** : on épargne pour la (maison de) retraite ; on est sensible à l'équilibre des dépenses de santé ; on se soucie de sa santé (alimentation, sport) ; on protège son conjoint en cas de disparition.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.



La comparaison avec l'échelle globale de prise de risque, qui fait transition avec la partie suivante, est ici particulièrement instructive. Cette mesure correspond au positionnement déclaré par les enquêtés eux-mêmes entre 0 (prudent) et 10 (aventureux), et cela au niveau global, après qu'ils aient été invités à faire de même domaine par domaine : il s'agit donc d'une sorte de moyenne des échelles locales – pour la consommation, la santé, etc. – directement comparable au score par son caractère ordinal et synthétique. Or la projection de cette échelle – en quartiles – sur le plan des deux premiers axes de l'ACP est unidimensionnelle, entièrement portée par le premier axe ; celle du score, au contraire, incorpore les dimensions des deux axes, clairement significatives des comportements hétérogènes face à l'incertain, et s'étale beaucoup plus loin du centre des corrélations (cf. graphique de l'encadré 2).

Ainsi, l'ACP permet-elle déjà d'éclairer les causes du succès du score par rapport à l'échelle globale, et justifie-t-elle, après-coup, la méthode d'évaluation des préférences à l'égard du risque suivie : si l'échelle était aussi performante que la mesure, il ne serait pas nécessaire de proposer un long questionnaire.

## L'attitude à l'égard du risque : comparaisons de trois types de mesures

Les problèmes théoriques et empiriques posés par la construction, à partir des réponses à 56 questions, d'un *score* synthétique et unique incitent toutefois à comparer plus avant ce dernier à d'autres mesures des attitudes

à l'égard du risque. Deux autres types d'indicateurs ont déjà été évoqués : les premiers reposent sur le positionnement subjectif des individus sur des échelles ordinales de risque, globalement et pour différents domaines de la vie ; le second reprend l'expérience américaine de Barsky *et al.* (1997) où l'on fait « jouer » les individus sur des contrats de travail concernant leur revenu permanent.

### Les échelles subjectives sont-elles fortement corrélées avec le score ?

À la fin du questionnaire, les individus étaient invités à se placer sur des échelles de prise de risque allant de 0 à 10, globalement et selon différents domaines : consommation/loisirs, santé, travail, placements, famille. Les histogrammes de ces échelles sont représentés, respectivement, sur les graphiques I-B et II-A à II-E. Pour une majorité d'entre elles, on observe l'inconvénient habituel d'une focalisation trop forte des déclarations sur la valeur moyenne 5 : le dernier quartile de l'échelle globale, par exemple, est égal à cette valeur.

Les corrélations entre le score et les différentes échelles figurent dans le tableau 3-B. Celle entre le score et l'échelle globale s'établit à 0,44 : les deux mesures vont bien dans le même sens – l'échelle globale renvoyant de l'individu une image plutôt compatible avec ce qui se dégage des multiples petites touches produites par les questions de l'enquête – même si, comme le suggérait l'ACP, elles sont loin de toujours s'accorder. Le tableau 3-A donne une idée de l'ampleur des écarts en s'intéressant aux quartiles extrêmes des deux distributions : parmi les individus classés comme les moins risquophobes selon le score, 44,1 % (10,4/24,6) le sont également selon l'échelle, alors que seulement 5,7 % (1,4/24,6) se rangent, à

Tableau 3

#### Les liens entre scores et échelles de risque

##### A - Distribution de la population selon le score et l'échelle globale de risque (%)

		Échelle			Total
		Aventureux	« Neutre »	Prudent	
Score	Aventureux	10,4	12,8	1,4	24,6
	« Neutre »	7,0	34,2	11,9	53,1
	Prudent	1,6	12,0	8,7	22,3
Total		19,0	59,0	22,0	100,0

Les catégories « Aventureux » et « Prudent » correspondent approximativement aux premier et quatrième quartiles des distributions, la catégorie « Neutre » aux deux quartiles intermédiaires.





l'opposé, dans le quartile des plus risquophobes ; inversement, au sein des plus risquophobes selon le score, 39,0 % (8,7/22,3) se déclarent également comme tels sur l'échelle, alors que seulement 7,1 % se voyaient plutôt à l'opposé du spectre. Au total, seuls 3,0 % des individus se situaient sur l'échelle « à l'opposé » de leur score, livrant un autoportrait qui contredit fortement la description statistique (21).

Les histogrammes des échelles locales révèlent une certaine hétérogénéité des attitudes à l'égard du risque jugées par les enquêtés eux-mêmes selon le domaine envisagé (cf. graphiques II-A à II-E). La famille est le domaine dans lequel la majorité des individus pense prendre le moins de risque (22) : 29,6 % des individus se déclarent prudents dans ce domaine au niveau 0 ou 1, et près des deux tiers (64,9 %) se positionnent à un niveau inférieur à 4. Viennent ensuite le domaine des placements ou du patrimoine – respectivement 26,7 % et 62,4 % – et celui de la santé – respectivement 21,6 % et 52,3 %. C'est en matière d'emploi ou de carrière (15,3 % et 45,7 %) et surtout de consommation ou de loisirs (10,1 % et 36,7 %) que les individus se voient le plus aventureux.

Cette variabilité des réponses fournies par les enquêtés selon le domaine considéré n'empêche

pas que les échelles locales soient toutes bien corrélées avec l'échelle globale, entre 0,49 pour la santé et 0,65 pour la consommation (cf. tableau 3-B) : les ordres de grandeur sont tout à fait comparables à ce que l'on obtient entre score et sous-scores (cf. tableau 2). Mais les corrélations entre échelles locales sont sensiblement plus faibles, de 0,34 entre celles de la santé et du travail à 0,47 entre celles du travail et du patrimoine, bien qu'elles demeurent supérieures aux corrélations correspondantes obtenues entre sous-scores – sans doute parce que les individus ont quelques difficultés à juger de l'hétérogénéité de leurs comportements face au risque. Enfin, le tableau 3-B des corrélations montre que c'est bien l'échelle globale qui se rapproche le plus du score (0,44) ; celle de consommation suit de près (0,41), alors que celle concernant les risques familiaux est la moins corrélée au score (0,25) (23).

21. Par ailleurs, score et échelles, globale ou par domaine, ne sont pas corrélés avec le 3<sup>e</sup> axe.

22. Il est vrai que se déclarer prudent pour tout ce qui touche à sa famille pourrait révéler tout autant l'altruisme de la personne pour ses proches.

23. Le tableau 3-C correspond au tableau 3-B pour les corrélations de rang : les conclusions sont les mêmes, bien que les valeurs soient toutes plus faibles.

#### B - Corrélations entre le score et les échelles de risque par domaine

	Score global	Échelle globale	Échelle consommation	Échelle travail	Échelle gestion financière	Échelle santé	Échelle famille
Score global	1,00	0,44	0,41	0,33	0,34	0,33	0,25
Échelle globale		1,00	0,65	0,62	0,55	0,49	0,51
Échelle consommation			1,00	0,43	0,39	0,36	0,38
Échelle travail				1,00	0,47	0,34	0,39
Échelle gestion financière					1,00	0,36	0,41
Échelle santé						1,00	0,35
Échelle famille							1,00

#### C - Corrélations de rang entre le score et les échelles de risque par domaine

	Score global	Échelle globale	Échelle consommation	Échelle travail	Échelle gestion financière	Échelle santé	Échelle famille
Score global	1,00	0,32	0,30	0,23	0,22	0,21	0,17
Échelle globale		1,00	0,54	0,50	0,44	0,39	0,41
Échelle consommation			1,00	0,34	0,31	0,27	0,28
Échelle travail				1,00	0,38	0,27	0,32
Échelle gestion financière					1,00	0,28	0,37
Échelle santé						1,00	0,30
Échelle famille							1,00

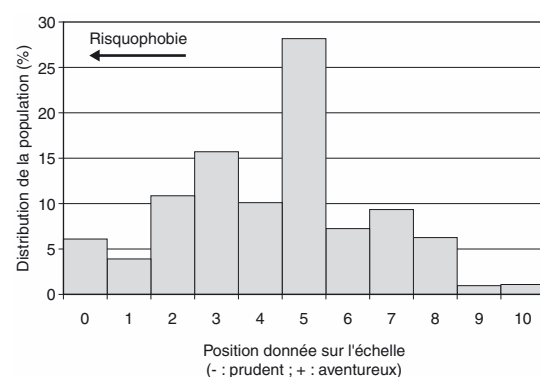
Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Ces résultats relatifs aux échelles auto-déclarées confirment la double leçon tirée précédemment de l'analyse du score et des sous-scores : d'un côté, une mesure de préférence établie en interrogeant les individus dans un seul domaine n'offre jamais qu'une vue partielle de leurs attitudes à l'égard du risque ; mais de l'autre, ces positionnements ou comportements variables ne révèlent pas une hétérogénéité d'une ampleur telle qu'elle

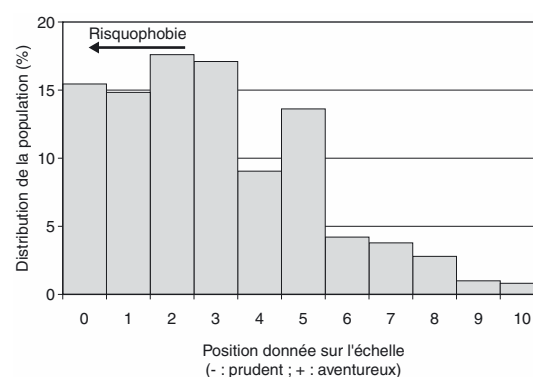
disqualifie le choix d'une mesure unique, sorte de moyenne des attitudes adoptées par l'agent dans les différents domaines. Autrement dit, pour modérer leur exposition globale aux multiples aléas de l'existence, les individus auraient, typiquement, davantage tendance à limiter de manière équilibrée les risques pris dans chaque domaine, plutôt qu'à s'exposer dans un ou deux domaines et à se protéger dans les autres.

Graphique II  
Histogramme des échelles locales de risque

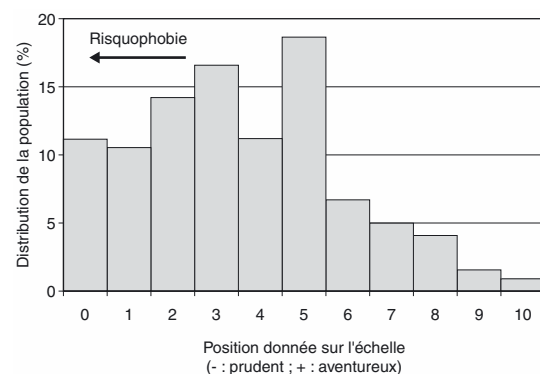
**A - Consommation**



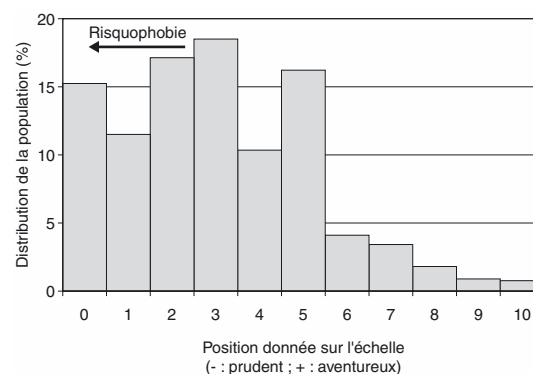
**B - Famille**



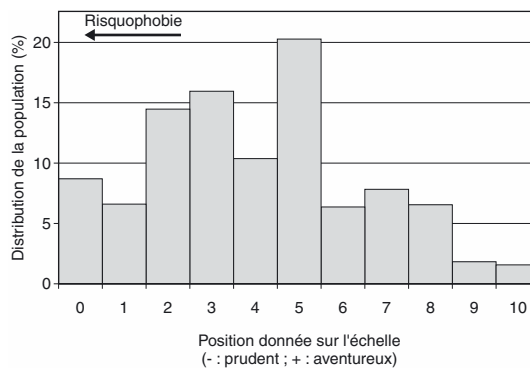
**C - Santé**



**D - Patrimoine**



**E - Travail**



Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.



### Une mesure directe de l'aversion relative pour le risque

Un autre type d'indicateur des préférences à l'égard du risque, établi dans le seul domaine professionnel, a été proposé par Barsky *et al.* (1997) sur le panel américain *Health and Retirement Survey*. En invitant les individus à choisir entre des loteries enchaînées qui ont pour enjeu leur revenu permanent, on peut inférer de leurs réponses, sous certaines hypothèses – maximisation de l'espérance d'utilité, préférences temporellement additives et isoélastiques –, la valeur de leur aversion relative pour le risque – ou plutôt un intervalle de valeurs pour ce paramètre  $\gamma$  (23).

Le protocole consiste à déterminer séquentiellement si l'enquêté serait prêt à renoncer à son revenu actuel – supposé être le revenu sur le reste de sa vie – pour accepter d'autres contrats, proposés sous forme de loteries : soit une chance sur deux de doubler son revenu, et une chance sur deux de le voir diminuer d'un tiers (contrat A), de moitié (contrat B), et d'un cinquième (contrat C) – C est donc plus avantageux que A qui est plus avantageux que B. L'aversion relative pour le risque est inférieure à 1 si l'individu accepte successivement les contrats A et B ; comprise entre 1 et 2 s'il accepte A mais refuse B ; comprise entre 2 et 3,76 s'il refuse A mais accepte C ; et enfin supérieure à 3,76 s'il refuse aussi bien C que A (24).

Ce jeu de loteries a été proposé à l'ensemble des individus interviewés lors de la première interview de l'enquête *Patrimoine* 1998, sous forme d'un questionnaire recto verso à retourner par la poste : environ 3 800 ont répondu. Le tableau 4 présente la distribution des répondants selon la valeur estimée de leur aversion relative pour le risque. La première ligne indique la répartition sur la population globale. La seconde indique les réponses données par les personnes âgées de 50 ans et plus, qui peuvent être comparées à celles obtenues aux États-Unis par Barsky *et al.* (1997), et aux Pays-Bas par Kapteyn et Teppa (2002). L'âge influence négativement la prise de risque : les Français âgés de plus de 50 ans refusent plus souvent les deux contrats A et C, par exemple.

23. D'autres expériences, reposant sur le même principe, visent des mesures plus précises. Guiso et Paiella (2001), par exemple, demandent aux individus combien ils sont prêts à investir au maximum sur un placement risqué qui a une chance sur deux de rapporter 5 000 euros et une chance sur deux de ne rien rapporter. La réponse permet, là encore sous certaines hypothèses théoriques, d'évaluer précisément leur aversion absolue pour le risque.

24. Cette dernière catégorie regroupe en fait non seulement les individus ayant une forte aversion pour le risque mais aussi des personnes qui refusent tout simplement de « jouer » leur revenu à la loterie alors qu'elles prennent par ailleurs des risques dans l'existence – le phénomène est lié au « biais du statu quo, analysé par Barsky *et al.* Le jeu a été posé un peu différemment pour les retraités, la mise concernant cette fois l'ensemble de leurs économies, tout en conservant les mêmes intervalles de valeur pour  $\gamma$  (cf. l'encadré 1 de l'article [Présentation]).

Tableau 4  
Aversion relative pour le risque en France, aux Pays-Bas et aux États-Unis

En % de la population

Aversion relative pour le risque (1) : $\gamma$ (1)	Rejet du contrat A		Acceptation du contrat A	
	Rejet du contrat C	Acceptation du contrat C	Rejet du contrat B	Acceptation du contrat B
	$3,76 = < \gamma$	$2 = < \gamma < 3,76$	$1 = < \gamma < 2$	$\gamma < 1$
France (tout âge)	43,1	39,4	11,2	6,3
France (50 ans ou plus)	48,6	36,8	8,7	5,9
Pays-Bas (50 ans ou plus)	66,3	13,5	9,0	11,2
États-Unis (50 ans ou plus)	64,6	11,6	10,9	12,8

1. Le choix est entre un revenu certain et plusieurs contrats. *Contrat A* : une chance sur deux de doubler son revenu mais une chance sur deux de le voir diminuer d'un tiers. *Contrat B* : une chance sur deux de doubler son revenu, une chance sur deux de le voir diminuer de moitié. *Contrat C* : une chance sur deux de doubler son revenu, une chance sur deux de le voir diminuer d'un cinquième.

Sources : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta et Health and Retirement Survey (cf. Barsky *et al.*, 1997), CentERpanel (cf. Kapteyn et Teppa, 2002).



Comme pour les États-Unis (76 %) et les Pays-Bas (79,8 %), la grande majorité des répondants français de plus de 50 ans (85,4 %) refusent le contrat A ; mais parmi ces derniers, une proportion beaucoup plus élevée d'individus acceptent le contrat C : soit 43 % contre seulement 15 % aux États-Unis et 17 % aux Pays-Bas. À l'autre extrême de l'échelle des risques, en revanche, moins de 6 % acceptent le contrat B en France alors que dans les deux autres pays, ce pourcentage est deux fois plus élevé : 12,8 % des Américains et 11,2 % des Néerlandais auraient ainsi une aversion relative pour le risque inférieure à 1. Au-delà des erreurs de mesure, à quoi attribuer ces écarts qui montrent que les comparaisons des préférences d'un pays à l'autre ne doivent pas s'arrêter aux moyennes de certains paramètres ? S'agissant des plus risquophobes, les différences de protection sociale jouent sans doute un rôle : des prestations chômage et une couverture santé plus faibles aux États-Unis inciteraient une proportion plus élevée d'Américains à refuser les contrats professionnels risqués. Le pourcentage inférieur en France des individus peu averses au risque pourrait, par ailleurs, s'expliquer par une prime de risque plus faible : dans les deux autres pays, une taxation moins lourde des hauts revenus augmenterait d'autant les espérances de gains pour des choix risqués – ou l'esprit du capitalisme soufflerait-il davantage dans les pays de culture protestante ?

Quoi qu'il en soit, cette mesure de l'aversion relative pour le risque a fait l'objet de plusieurs critiques (Kapteyn et Teppa, 2002). La question posée, relative à des choix entre contrats serait trop compliquée et abstraite pour certains enquêtés. En outre, les réponses vont dépendre du patrimoine de l'individu : toutes choses égales d'ailleurs, un montant plus élevé, qui offre une protection accrue en cas de malchance, incite à prendre davantage de risque sur le revenu professionnel ; mais un portefeuille plus risqué, à montant de patrimoine donné, rend plus attrayant un revenu sûr. Enfin, l'interprétation des résultats en termes d'une mesure cardinale de l'aversion relative pour le risque  $\gamma$  repose sur des hypothèses irréalistes ; elle conduit d'ailleurs, chez Barsky *et al.* (1997), à une valeur moyenne (supérieure à 4) sans doute trop élevée.

La dernière objection peut toutefois être levée : il n'est pas illégitime d'interpréter cette mesure de  $\gamma$  comme un simple indicateur *ordinal*, en quatre modalités, des préférences – aversion ou autre – à l'égard du risque. Dans la suite, qui porte sur les performances comparées des diverses mesures, c'est ce qui sera désormais fait.

## Les mesures de préférence expliquent-elles les opinions sur les placements risqués et les pratiques de jeu ?

Lorsque l'on veut comparer les performances des trois types d'indicateurs de préférences à l'égard du risque, soit la mesure de  $\gamma$  dérivée de choix de loteries, le score et les différentes échelles, on se heurte à la faiblesse de l'échantillon commun. La loterie professionnelle a été posée dans le questionnaire recto verso (3 800 réponses), le score et les échelles dans le questionnaire méthodologique (1 135 observations), mais les informations conjointes sur ces deux expériences sont disponibles et exploitables seulement pour une population restreinte de 425 individus.

Les corrélations de rang entre la mesure de  $\gamma$  en quatre modalités d'une part, le score et l'échelle globale classés en quartiles de l'autre, sont faibles mais significatives : 0,06 pour le score, 0,11 pour l'échelle. Domaine par domaine, seules les échelles de consommation (0,08), de travail (0,06), mais aussi de patrimoine (0,12) présentent des proximités significatives avec  $\gamma$ . Est-ce, là encore, le signe qu'une mesure obtenue dans un domaine particulier – c'est-à-dire professionnel –, à partir d'une question isolée et quelque peu artificielle, ne peut résumer toute l'information quant aux attitudes vis-à-vis du risque des individus ?

Les questions d'opinions, la gestion de portefeuille et des pratiques de jeu apportent les premiers éléments de réponse puisqu'elles permettent de juger du pouvoir explicatif des mesures proposées en matière de comportements risqués. Malheureusement, elles n'ont été posées que dans le questionnaire recto verso (25).

Considérons d'abord, sur l'ensemble des 3 724 réponses exploitables, les corrélations entre la mesure  $\gamma$  tirée de la loterie et ces opinions ou pratiques : la propension à prendre des risques dans son portefeuille, les paris mutuels, l'achat de billets de la loterie nationale (loto, millionnaire, banco, etc.), l'utilisation des machines à sous, la participation au casino. Toutes ces pratiques sont corrélées significativement avec le coefficient  $\gamma$  (cf. tableau 5-A) : les individus les moins averses au risque prendraient plus de risques dans leur portefeuille, jouent plus souvent à la loterie nationale ou au casino ; et ils parieraient plus souvent au PMU que les plus risquophobes ; et ces derniers joueraient moins aux machines à sous que les autres.

25. Ce questionnaire est reproduit intégralement dans l'encadré 1 de l'article [Présentation]. Le libellé exact des questions concernées est repris en bas des tableaux 5-A et 5-B.



Tableau 5  
Préférences et pratiques risquées (probabilités estimées)

PMU (1)	Loto, millionnaire, banco, etc. (1)	Machines à sous (1)	Casino (1)	Opinions vis-à-vis du risque portefeuille (2)
---------	-------------------------------------	---------------------	------------	---

**A - Aversion relative pour le risque  $\gamma$  et pratiques risquées**

$3,76 = < \gamma$	11,4	19,3	8,0	2,5	1,1
$2 = < \gamma < 3,76$	15,4	26,8	14,2	3,4	3,9
$1 = < \gamma < 2$	13,1	23,6	15,2	5,8	7,5
$\gamma < 1$	17,9	33,9	13,3	7,3	15,0
<b>Ensemble (3 724 observations)</b>	<b>13,7</b>	<b>23,3</b>	<b>8,7</b>	<b>2,9</b>	<b>3,8</b>

**B - Aversion relative pour le risque  $\gamma$ , score, échelle et pratiques risquées**

Aversion relative pour le risque					
$3,76 = < \gamma$		20,5			0,7
$2 = < \gamma < 3,76$	n.s.	29,0	n.s.	n.s.	4,1
$\gamma < 2$		33,9			12,7
Score (3)					
Prudent			4,4	1,1	1,0
« Neutre »	n.s.	n.s.	15,1	5,2	3,3
Aventureux			26,5	15,9	7,7
Échelle (3)					
Prudent				3,4	1,5
« Neutre »	n.s.	n.s.	n.s.	4,9	0,5
Aventureux				12,7	12,7
<b>Ensemble (425 observations)</b>	<b>12,0</b>	<b>25,0</b>	<b>11,5</b>	<b>5,5</b>	<b>2,9</b>
<p>1. La participation au PMU, au casino ou aux machines à sous consistait à jouer rarement ou souvent ; pour le loto, il fallait jouer plusieurs fois par an.</p> <p>2. En matière de placements financiers, pensez-vous plutôt que :</p> <ul style="list-style-type: none"><li>- il ne faut pas prendre de risques et placer toutes ses économies dans des placements sûrs ;</li><li>- il faut placer une petite partie de ses économies sur des placements risqués et le reste sur des placements sûrs ;</li><li>- il faut placer une part importante de ses économies sur des placements risqués mais qui peuvent rapporter beaucoup ;</li><li>- il faut placer l'essentiel de ses économies sur des placements risqués qui peuvent vous rapporter beaucoup.</li></ul> <p>Pour les probabilités estimées, les deux dernières modalités ont été regroupées.</p> <p>3. Les catégories « Aventureux » et « Prudent » correspondent approximativement aux premier et quatrième quartiles des distributions, la catégorie « Neutre » aux deux quartiles intermédiaires.</p>					

Lecture : Les probabilités indiquées sont toutes significatives à 5 % au moins, sauf celles en italiques (10 %).

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.





Envisageons ensuite l'échantillon restreint des 425 individus, pour lesquels on dispose des trois mesures de l'attitude à l'égard du risque, et procédons à la même analyse pour chaque indicateur ( $\gamma$ , score, échelle globale) (26). La première ligne du tableau 5-B montre les inconvénients d'un échantillon de taille réduite : les corrélations avec le paramètre  $\gamma$  ne sont plus significatives pour le PMU, les machines à sous, et le casino ; elles le restent pour les opinions sur les risques financiers et à peine – au seuil de 10 % – pour les jeux de la loterie nationale. L'effet du score est important et significatif en matière d'opinions financières, mais aussi pour les machines à sous et le casino ; les corrélations pour le PMU et les jeux de la loterie nationale ne sont, en revanche, pas significatives. Enfin, la position sur l'échelle globale explique les opinions sur les risques financiers et à peine – au seuil de 10 % – la fréquentation du casino, mais pas les autres pratiques.

De cet exercice comparatif, pourtant un peu délicat, se dégagent des conclusions relativement claires. Aucun effet estimé n'est aberrant, et les trois indicateurs disent chacun quelque chose sur les attitudes à l'égard du risque. Mieux, ils vont, en partie, dans une même direction : les corrélations entre indicateurs sont positives et significatives et les moins risquophobes, selon chaque mesure, auraient une propension supérieure à prendre des risques dans la gestion de leur portefeuille financier. En même temps, ces indicateurs sont loin d'être substituables : ils sont malgré tout peu corrélés entre eux et ils divergent sensiblement quant à leur pouvoir explicatif des pratiques de jeu ; la seule chose qui ressort, sur ce dernier point, est que le score est plus performant que les deux autres.

Les portraits-robots dessinés ci-dessous confirment ces conclusions provisoires : l'utilisation des trois indicateurs comme variables dépendantes, cette fois, révèle peu d'incohérences, une série de résultats convergents – très robustes –, mais aussi un certain nombre de contradictions qui tournent à l'avantage du score.

## Les déterminants des préférences à l'égard du risque

**Q**ui prend le moins de risques, qui en prend le plus ? L'étude économétrique suivante permet de décrire le profil socio-démographique des individus selon les différentes

mesures de l'attitude vis-à-vis du risque. Les variables latentes, qui vont chaque fois du plus prudent au plus aventureux, concernent : le résultat de la loterie  $\gamma$  (cf. tableau 6), estimé en 4 modalités sur l'échantillon du questionnaire recto verso (3 437 observations complètes) ; le score et l'échelle synthétique (cf. tableaux 7 et 8), et les positions indiquées sur les échelles par domaine (cf. tableau 9), en quartiles approximatifs sur l'échantillon de l'enquête méthodologique (1 135 individus). La nature ordinale et qualitative des indicateurs conduit à recourir à des modèles *Probit* ordonnés qui estiment la probabilité d'appartenir aux différents quartiles/modalités selon les caractéristiques observables des individus.

Le choix des variables explicatives doit répondre à deux exigences :

- d'une part, privilégier les attributs les plus exogènes et les plus permanents des individus ou ménages, tout en tenant compte d'une dynamique éventuelle des préférences au cours du cycle de vie (le fait d'avoir des enfants rendrait plus prudent, par exemple) ;
- d'autre part, combiner les caractéristiques propres à l'individu interrogé dans l'enquête méthodologique avec les variables relatives au ménage auquel il appartient.

Dans les tableaux 6, 7, 8 et 9, la spécification économétrique retenue fait ainsi intervenir, de manière additive :

- le revenu « lié à l'activité » (salaires, retraite, chômage, revenu des indépendants) global, la composition familiale et la situation matrimoniale du *ménage* ;
- l'âge, l'origine sociale, le sexe, et le diplôme du *répondant*, ainsi que les « attitudes vis-à-vis du risque » de ses parents.

D'autres spécifications ont été utilisées, avec des résultats comparables : dans celle reproduite, à titre d'illustration, dans le tableau 8 (seulement pour le score et l'échelle globale), figure, cette fois, le revenu lié à l'activité du seul individu interrogé ; en outre, certaines caractéristiques patrimoniales des parents ont

26. En raison de la faiblesse des effectifs et pour rendre les résultats plus comparables, les trois mesures sont réduites à trois modalités chacune, soit pour le score et l'échelle : 1<sup>er</sup>, 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup>, dernier quartile.



Tableau 6

**Aversion relative pour le risque : qui est le moins risquophobe ?**

Caractéristiques du répondant	Paramètre positif : moins risquophobe	
	Paramètre estimé	Statistique de Student
Seuil 1	- 1,388***	- 12,99
Seuil 2	- 0,780***	- 7,46
Seuil 3	0,355***	3,41
<b>Revenu lié à l'activité du ménage</b> (Référence : premier quartile)		
Deuxième quartile	- 0,187***	- 2,86
Troisième quartile	- 0,241***	- 3,58
Quatrième quartile	- 0,240***	- 3,35
<b>Âge</b> (Référence : Inférieur ou égal à 30 ans)		
De 30 à 40 ans	- 0,001	- 0,01
De 40 à 50 ans	- 0,043	- 0,54
De 50 à 60 ans	- 0,141	- 1,58
De 60 à 70 ans	- 0,293***	- 3,03
Plus de 70 ans	- 0,338***	- 3,19
<b>Milieu social des parents</b> (Référence : agriculteur ou salarié agricole)		
Commerçant, artisan	0,027	0,37
Chef d'entreprise	0,009	0,06
Profession libérale	0,248*	1,80
Enseignant	- 0,085	- 0,63
Cadre (non enseignant)	0,076	1,00
Employé	- 0,025	- 0,37
Ouvrier	0,067	1,12
Autres : pas de parents, parents inactifs...	- 0,074	- 0,57
<b>Homme</b> (Référence : femme)	0,125***	3,18
<b>Diplôme</b> (Référence : aucun diplôme)		
CEP, CAP	0,101	1,56
BEP, BEPC	0,067	0,91
Baccalauréat	0,039	0,50
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	0,014	0,17
Troisième cycle et Grandes Écoles	- 0,012	- 0,12
<b>Situation familiale</b> (Référence : personne seule)		
Couple marié	- 0,067	- 0,87
Couple non marié, ayant cohabité plus de 5 ans	0,032	0,29
Couple non marié, ayant cohabité 5 ans ou moins	0,118	1,15
Veuf	- 0,135	- 1,20
Divorcé	- 0,103	- 0,93
<b>Nombre d'enfants au domicile</b> (Référence : pas d'enfant au domicile)		
Un enfant au domicile	- 0,057	- 1,01
Deux enfants au domicile	0,020	0,30
Trois enfants au domicile ou plus	- 0,067	- 0,81
<b>Nombre d'enfants hors domicile</b> (Référence : pas d'enfant hors domicile)		
Un enfant hors domicile	0,151**	2,40
Deux enfants hors domicile ou plus	0,028	0,45
<b>Commune urbaine</b> (Référence : moins de 20 000 habitants)	0,040	1,00
Chi2 (33 degrés de liberté)	92,89	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,01	
<b>Nombre d'observations</b>	<b>3 437</b>	

La variable dépendante comprend quatre modalités correspondant aux différentes valeurs de l'aversion relative pour le risque (des plus aux moins risquophobes). Les estimateurs sont issus d'un modèle Probit ordonné.

Lecture : \*\*\* : Coefficients significatifs au seuil de 1 % ; \*\* : Coefficients significatifs au seuil de 5 % ; \* : Coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.





Tableau 7  
Score et échelle : qui est le moins risquophobe ?

Caractéristiques du répondant	Score (paramètre positif : moins risquophobe)		Échelle (paramètre positif : moins risquophobe)	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Seuil 1	- 0,950***	- 4,75	- 1,035***	- 4,80
Seuil 2	- 0,042	- 0,21	- 0,234	- 1,09
Seuil 3	0,774***	3,87	0,758***	3,53
<b>Revenu lié à l'activité du ménage</b> (Référence : premier quartile)				
Deuxième quartile	0,109	1,01	- 0,199*	- 1,79
Troisième quartile	0,031	0,28	- 0,173	- 1,53
Quatrième quartile	0,237*	1,94	- 0,137	- 1,10
<b>Âge</b> (Référence : Inférieur ou égal à 30 ans)				
De 30 à 40 ans	- 0,114	- 0,95	- 0,146	- 1,19
De 40 à 50 ans	- 0,264**	- 2,01	- 0,028	- 0,21
De 50 à 60 ans	- 0,696***	- 4,72	- 0,291*	- 1,92
De 60 à 70 ans	- 0,891***	- 5,31	- 0,281*	- 1,63
Plus de 70 ans	- 1,363***	- 7,30	- 0,393**	- 2,10
<b>Milieu social des parents</b> (Référence : agriculteur ou salarié agricole)				
Commerçant, artisan	0,291**	2,18	0,236*	1,72
Chef d'entreprise	0,662***	2,93	0,311	1,40
Profession libérale	0,546**	2,28	0,728**	2,91
Enseignant	0,247	1,19	0,412*	1,95
Cadre (non enseignant)	0,309**	2,30	0,088	0,64
Employé	0,158	1,28	0,133	1,05
Ouvrier	0,002	0,02	0,149	1,23
Autres : pas de parents, parents inactifs...	0,207	0,87	0,280	1,17
<b>Homme</b> (Référence : femme)	0,412***	5,82	0,390**	5,40
<b>Diplôme</b> (Référence : aucun diplôme)				
CEP, CAP	0,291**	2,44	0,364***	2,91
BEP, BEPC	0,441***	3,51	0,439***	3,28
Baccalauréat	0,328**	2,38	0,658***	4,57
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	0,408***	2,94	0,423***	2,90
Troisième cycle et Grandes Écoles	0,587***	3,57	0,570***	3,40
<b>Situation familiale</b> (Référence : personne seule)				
Couple marié	- 0,319***	- 2,78	- 0,182	- 1,54
Couple non marié, ayant cohabité plus de 5 ans	- 0,066	- 0,39	- 0,260	- 1,48
Couple non marié, ayant cohabité 5 ans ou moins	- 0,058	- 0,35	- 0,199	- 1,17
Veuf	- 0,202	- 1,18	- 0,207	- 1,21
Divorcé	- 0,086	- 0,59	- 0,341**	- 2,24
<b>Nombre d'enfants au domicile</b> (Référence : pas d'enfant au domicile)				
Un enfant au domicile	- 0,096	- 0,98	0,090	0,88
Deux enfants au domicile	- 0,098	- 0,85	- 0,014	- 0,12
Trois enfants au domicile ou plus	- 0,216	- 1,58	- 0,176	- 1,22
<b>Nombre d'enfants hors domicile</b> (Référence : pas d'enfant hors domicile)				
Un enfant hors domicile	- 0,126	- 1,17	- 0,013	- 0,12
Deux enfants hors domicile ou plus	- 0,116	- 1,10	- 0,009	- 0,08
<b>Commune urbaine</b> (Référence : moins de 20 000 habitants)	- 0,107	- 1,34	0,080	0,94
<b>Attitudes vis-à-vis du risque des parents vues par le répondant</b> (Référence : les parents n'étaient ni prudents ni aventureux)				
Mère aventureuse	- 0,026	- 0,21	- 0,107	- 0,81
Mère prudente	- 0,102	- 1,09	- 0,179*	- 1,84
Père aventureux	0,204*	1,89	0,097	0,86
Père prudent	- 0,090	- 0,95	- 0,263***	- 2,63
Chi2 (37 degrés de liberté)	323,6		114,28	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,103		0,050	
<b>Nombre d'observations</b>	<b>1 135</b>		<b>1 036</b>	

Les variables dépendantes comprennent quatre modalités correspondant aux quartiles de chaque distribution (des plus aux moins risquophobes). Les estimateurs sont issus de modèles Probit ordonnés.

Lecture : \*\*\* : Coefficients significatifs au seuil de 1 % ; \*\* : Coefficients significatifs au seuil de 5 % ; \* : Coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

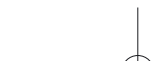


Tableau 8  
Score et échelle : qui est le moins risquophobe ?

Caractéristiques du répondant	Score (paramètre positif : moins risquophobe)		Echelle (paramètre positif : moins risquophobe)	
	Paramètre estimé	Statistique de Student	Paramètre estimé	Statistique de Student
Seuil 1	- 0,553**	- 2,05	- 1,421***	- 5,88
Seuil 2	0,354	1,31	- 0,615**	- 2,58
Seuil 3	1,160***	4,30	0,381	1,59
<b>Répondant actif</b>	- 1,841**	- 2,54	- 0,441	- 0,602
<b>Revenu lié à l'activité de l'individu (en log)</b>	0,156**	2,45	0,035	0,548
<b>Position dans le cycle de vie</b> (Référence : couple dont la personne de référence a de 35 ans à 65 ans avec un ou deux enfants, dont un au moins est dans le ménage)				
Personne seule de moins de 35 ans	0,623***	4,16	0,250*	1,66
Personne seule de 35 à 65 ans sans descendance	0,082	0,53	0,210	1,35
Personne seule de 35 à 65 ans avec descendance	- 0,212	- 1,24	- 0,470**	- 2,63
Personne seule de plus de 65 ans sans descendance	- 0,218	- 0,81	- 0,104	- 0,38
Personne seule de plus de 65 ans avec descendance	- 0,889***	- 4,64	- 0,333	- 1,73
Couple dont la personne de référence a moins de 35 ans sans descendance	0,331**	2,04	0,207	1,19
Couple dont la personne de référence a moins de 35 ans avec descendance	0,165	1,26	- 0,082	- 0,60
Couple dont la personne de référence a de 35 ans à 65 ans sans descendance	0,010	0,04	- 0,296	- 1,08
Couple dont la personne de référence a de 35 ans à 65 ans avec 1 ou 2 enfants, tous hors du ménage	- 0,614***	- 3,87	- 0,250	- 1,53
Couple dont la personne de référence a de 35 ans à 65 ans avec 3 enfants ou plus	- 0,304***	- 2,61	- 0,180	- 1,46
Couple dont la personne de référence a plus de 65 ans	- 1,228***	- 7,24	- 0,327**	- 1,99
Ménage composé d'un adulte actif avec un enfant	- 0,196	- 1,28	- 0,060	- 0,38
Autre ménage	- 0,362**	- 2,36	- 0,084	- 0,52
<b>Milieu social des parents</b> (Référence : agriculteur ou salarié agricole)				
Commerçant, artisan	0,252	1,80	0,256*	1,78
Chef d'entreprise	0,534**	2,34	0,262	1,16
Profession libérale	0,512**	2,10	0,744***	2,91
Enseignant	0,210	0,92	0,480**	2,05
Cadre (non enseignant)	0,385**	2,30	0,169	0,98
Employé	0,281*	1,78	0,267	1,64
Ouvrier	0,190	1,26	0,274*	1,75
Autres : pas de parents, parents inactifs..	0,401	1,56	0,391	1,52
<b>Homme</b> (Référence : Femme)	0,345***	4,51	0,357***	4,52
<b>Diplôme</b> (Référence : aucun diplôme)				
CEP, CAP	0,267**	2,22	0,350***	2,79
BEP, BEPC	0,477***	3,75	0,397***	2,97
Baccalauréat	0,324**	2,32	0,620***	4,26
Au-delà du Baccalauréat	0,492***	3,45	0,366***	2,47
(troisième cycle et Grandes Écoles exclus)				
Troisième cycle et Grandes Écoles	0,609***	3,55	0,510***	2,93
<b>Commune urbaine</b> (Référence : moins de 20 000 habitants)	- 0,090	- 1,13	0,070	0,82
<b>Attitudes vis-à-vis du risque des parents vues par le répondant</b> (Référence : Les parents n'était ni prudents ni aventureux)				
Mère aventureuse	0,005	0,04	- 0,072	- 0,54
Mère prudente	- 0,067	- 0,71	- 0,180*	- 1,83
Père aventureux	0,188*	1,72	0,058	0,51
Père prudent	- 0,134	- 1,38	- 0,287***	- 2,84
<b>Problème d'argent dans la jeunesse</b> (Référence : jamais de problèmes d'argent)				
Souvent	- 0,143	- 1,35	- 0,086	- 0,80
De temps en temps	0,005	0,05	0,121	1,20
Non mais pas riche	- 0,191**	- 2,21	- 0,140	- 1,56
<b>Composition du patrimoine des parents</b> (Référence : parents sans aucun patrimoine)				
Uniquement logement principal	0,000	0,00	0,055	0,53
Uniquement mobilier ou immobilier de rapport	- 0,163	- 1,15	0,141	0,97
Logement et actifs de rapport	- 0,094	- 0,89	0,020	0,18
Logement principal et actifs professionnels	0,063	0,36	0,083	0,47
Actifs de rapport et actifs professionnels	- 0,260	- 0,94	- 0,136	- 0,49
Portefeuille complet	0,050	0,33	0,214	1,37
Chi2 (43 degrés de liberté)	313,6		153,6	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,10		0,05	
<b>Nombre d'observations</b>	<b>1 135</b>		<b>1 036</b>	

Les variables dépendantes comprennent quatre modalités correspondant aux quartiles de chaque distribution (des plus aux moins risquophobes). Les estimateurs sont issus de modèles Probit ordonnés.

Lecture : \*\*\* : Coefficients significatifs au seuil de 1 % ; \*\* : Coefficients significatifs au seuil de 5 % ; \* : Coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.

Tableau 9

**Échelles de risque selon le domaine : qui est le moins risquophobe ?**

Caractéristiques du répondant	Consommation	Santé	Travail	Patrimoine	Famille
	Paramètre estimé	Paramètre estimé	Paramètre estimé	Paramètre estimé	Paramètre estimé
Seuil 1	- 0,998***	- 0,746***	- 1,093***	- 0,457**	- 0,605***
Seuil 2	- 0,193	0,114	- 0,495**	0,288	0,143
Seuil 3	0,622***	0,993***	0,212	0,826***	0,645***
<b>Revenu lié à l'activité du ménage</b> (Référence : premier quartile)					
Deuxième quartile	- 0,100	0,002	- 0,317***	- 0,200*	- 0,292***
Troisième quartile	- 0,120	- 0,034	- 0,334***	0,016	- 0,187*
Quatrième quartile	0,105	0,061	- 0,210*	0,132	- 0,113
<b>Âge</b> (Référence : Inférieur ou égal à 30 ans)					
De 30 à 40 ans	- 0,151	- 0,117	- 0,078	0,153	0,025
De 40 à 50 ans	- 0,201	- 0,104	0,032	0,239*	0,275**
De 50 à 60 ans	- 0,359**	- 0,283*	- 0,180	0,083	0,186
De 60 à 70 ans	- 0,341**	- 0,177	- 0,022	0,110	0,077
Plus de 70 ans	- 0,631***	- 0,318*	0,061	0,248	0,140
<b>Milieu social des parents</b> (Référence : agriculteur ou salarié agricole)					
Commerçant, artisan	0,397***	- 0,132	0,353**	0,128	0,037
Chef d'entreprise	0,709***	- 0,006	0,122	0,404*	0,205
Profession libérale	0,758***	0,054	0,456*	0,678***	0,380
Enseignant	0,912***	0,166	0,062	- 0,003	0,158
Cadre (non enseignant)	0,310**	0,048	0,179	0,035	0,124
Employé	0,326**	- 0,043	0,244*	0,015	0,066
Ouvrier	0,298**	0,050	0,154	0,001	0,017
Autres : pas de parents, parents inactifs...	0,622***	0,207	0,348	0,169	0,436*
<b>Homme</b> (Référence : femme)	0,187**	0,268***	0,431***	0,191***	0,305***
<b>Diplôme</b> (Référence : aucun diplôme)					
CEP, CAP	0,353***	0,186	0,357***	0,145	0,303**
BEP, BEPC	0,607***	0,364***	0,479***	0,290**	0,378***
Baccalauréat	0,766***	0,312**	0,706***	0,399***	0,523***
Au-delà du Baccalauréat (troisième cycle et Grandes Écoles exclus)	0,738***	0,463***	0,625***	0,189	0,338**
Troisième cycle et Grandes Écoles	0,757***	0,332**	0,694***	0,165	0,388**
<b>Situation familiale</b> (Référence : personne seule)					
Couple marié	- 0,072	- 0,074	0,125	- 0,203*	- 0,189
Couple non marié, ayant cohabité plus de 5 ans	- 0,481***	0,328*	0,224	- 0,016	0,145
Couple non marié, ayant cohabité 5 ans ou moins	- 0,124	- 0,127	- 0,054	0,053	- 0,025
Veuf	- 0,057	- 0,016	- 0,142	- 0,315*	- 0,221
Divorcé	- 0,096	- 0,191	- 0,131	- 0,316**	- 0,304**
<b>Nombre d'enfants au domicile</b> (Référence : pas d'enfant au domicile)					
Un enfant au domicile	0,040	- 0,043	0,069	0,052	- 0,097
Deux enfants au domicile	- 0,177	0,106	- 0,167	- 0,011	- 0,223*
Trois enfants au domicile ou plus	- 0,158	- 0,170	- 0,335**	- 0,249*	- 0,439***
<b>Nombre d'enfants hors domicile</b> (Référence : pas d'enfant hors domicile)					
Un enfant hors domicile	- 0,178	0,022	0,106	- 0,043	0,001
Deux enfants hors domicile ou plus	- 0,079	0,068	- 0,022	- 0,055	- 0,141
<b>Commune urbaine</b> (Référence : moins de 20 000 habitants)	0,042	- 0,178**	- 0,037	- 0,198**	- 0,254***
<b>Attitudes vis-à-vis du risque des parents vues par le répondant</b> (Référence : les parents n'était ni prudents ni aventureux)					
Mère aventureuse	- 0,113	- 0,137	- 0,066	- 0,248*	- 0,026
Mère prudente	- 0,159*	- 0,118	- 0,135	- 0,173*	0,002
Père aventureux	0,066	0,050	0,098	- 0,060	0,007
Père prudent	- 0,195*	- 0,258***	- 0,189*	- 0,242**	- 0,223**
Chi2 (37 degrés de liberté)	205,27	82,95	138,96	81,20	102,32
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,18	0,03	0,04	0,03	0,05
<b>Nombre d'observations</b>	<b>1 037</b>	<b>1 037</b>	<b>1027</b>	<b>1 008</b>	<b>1 030</b>

Les variables dépendantes comprennent quatre modalités correspondant aux quartiles de chaque distribution (des plus aux moins risquophobes). Les estimateurs sont issus de modèles Probit ordonnés.

Lecture : \*\*\* : Coefficients significatifs au seuil de 1 % ; \*\* : Coefficients significatifs au seuil de 5 % ; \* : Coefficients significatifs au seuil de 10 %.

Source : enquête Patrimoine 1998, Insee-Delta.



été incluses – existence de problèmes d'argent dans la jeunesse, structure du patrimoine – et les critères d'âge et de composition familiale ont été croisés afin d'obtenir plus précisément la position occupée dans le cycle de vie selon les comportements de nuptialité et de fécondité, et de mieux rendre compte ainsi de ses effets éventuels sur l'attitude à l'égard du risque (27).

Un résultat habituel, s'agissant de variables qualitatives et subjectives, concerne le faible pouvoir explicatif des régressions. Le score apparaît cependant sensiblement mieux expliqué que les échelles, globale ou par domaine : celle relative aux consommations/loisirs n'arrive encore pas trop loin, mais les échelles concernant la santé et le patrimoine ne font apparaître que très peu de déterminants significatifs. Cette conclusion décevante vaut pour la mesure de  $\gamma$  obtenue par loteries (cf. tableau 5).

On insistera tout d'abord sur les effets communs au moins aux trois mesures principales : choix de loteries, score et échelle globale. Ces derniers portent essentiellement sur le genre et sur l'âge et sont toujours très significatifs. Sur d'autres variables, en revanche, les résultats divergent largement : les effets obtenus pour le score apparaissent non seulement les plus significatifs mais aussi les plus cohérents (28).

### **Deux constantes : les hommes plus aventureux que les femmes, les vieux plus prudents que les jeunes**

Les hommes se distinguent des femmes par une moindre appréhension du risque quelle que soit la mesure envisagée : résultat de la loterie, score, échelle globale, échelles domaine par domaine s'accordent tous sur ce point (au seuil de 1 %). On retrouve ici un effet maintes fois souligné dans la littérature, tant sociologique qu'économique : les hommes auraient tendance à s'engager davantage que les femmes dans les comportements risqués, ce qui expliquerait les différences selon le genre en matière d'addiction à la drogue, à l'alcool et au tabac (Barsky *et al.*, 1997), mais aussi en ce qui concerne l'adultère, le crime ou la délinquance (Gottfredson et Hirschi, 1990), le comportement d'investissement professionnel et financier (Powell et Ansic, 1997 ; Jianakoplos *et al.*, 1998 ; Schubert *et al.*, 1999), et même... les pratiques religieuses (Millet et Stark, 2002).

L'autre conclusion générale, commune aux trois mesures de base mais aussi à l'échelle de consommation et, dans une moindre mesure, à celle de santé, concerne la position dans le cycle de vie : plus on est jeune, moins on a peur du risque (29). Les effets sont cependant plus précis dans le cas du score : les moins prudents seraient les jeunes célibataires sans enfant, alors que les personnes en couple ayant des enfants et/ou âgées seraient davantage risquophobes (voir le tableau 6-B qui croise effets d'âge et de composition familiale).

### **Effets de l'âge et du genre : une confirmation indirecte**

Les résultats concernant les effets propres de l'âge et du genre occupent ici une place particulière, d'abord parce qu'ils sont partagés par les autres indicateurs – échelles globale et par domaine, mesure de  $\gamma$  à partir de loteries – et sont les seuls dans ce cas ; ensuite, parce que l'on dispose pour chacun d'une confirmation indirecte de leur bien fondé.

Les jeunes sont moins prudents. Si un effet de génération n'est pas à exclure, il semble bien que l'interprétation en termes d'effet de cycle soit la plus probable : on devient plus prudent avec l'âge. Les réponses à la question (VIII.Q8 dans le questionnaire reproduit à la fin du dossier), qui concerne l'évolution éventuelle des comportements face au risque, suggèrent qu'il en est bien ainsi : si une moitié des enquêtés (52 %) ne pensent pas avoir changé au cours de leur existence, plus de 42 % estiment être devenus plus prudents, alors que seulement 5,8 % déclarent le contraire.

27. Les relations entre indicateurs de préférence et variables liées au patrimoine – absentes ici – sont analysées dans l'article [Patrimoine] : la causalité va des préférences vers les montants de richesse détenus – une forte prudence engendre un patrimoine supplémentaire, probablement de précaution.

28. En dehors des effets de l'âge et du genre, la régression relative aux choix de loteries présente les résultats les plus surprenants (cf. tableau 6) : avoir un diplôme n'a pas d'influence ; en revanche, les seuls effets significatifs impliquent que les individus les moins risquophobes ont un enfant hors domicile et un revenu du ménage faible. Une régression analogue à celles présentées dans le tableau 8 conduit même à un effet négatif significatif du revenu d'activité du seul répondant : les moins rémunérés seraient prêts à prendre davantage de risques.

29. Que les plus jeunes soient les plus enclins à prendre des risques est un résultat partagé par les autres études, à partir d'indicateurs divers (et avec des degrés de significativité variables) : Guiso et Paiella (2001) pour l'Italie, Kapteyn et Teppa (2002) pour les Pays-Bas, etc. Sur données américaines, Barsky *et al.* (1997) obtiennent cependant un effet d'âge – au-delà de 50 ans – non linéaire, avec une remontée de la tolérance à l'égard du risque après 65 ou 70 ans. Avec la même mesure, on observe l'effet contraire sur les données utilisées ici, soit une baisse significative – au seuil de 1 % – de la tolérance au risque après 60 ans : un effet pays est ici probable.

Les hommes sont moins prudents que les femmes ou ... que *leur* femme. Une question (VIII.Q5) interroge l'enquêté, en matière de risque, sur l'attitude générale de son *conjoint* par rapport à la sienne : parce que l'on connaît bien son partenaire, l'information est assez fiable, beaucoup plus en tout cas que celle donnée par les échelles, où l'on manque alors d'un référent (comment se comporte l'individu représentatif auquel serait attribué, *a priori*, la note moyenne de 5 ?). Parmi les hommes interrogés, 31 % ne voient pas de différence sensible, 19 % considèrent leur femme moins prudente, et 40 % plus prudente ; parmi les femmes, un tiers placent leur conjoint au même niveau, 29 % le considèrent plus prudent, mais 38 % plus aventureux qu'elles-mêmes. Corroborant les résultats du score, les avis des femmes et des hommes convergent donc vers l'image traditionnelle de leurs caractères respectifs.

#### Les autres déterminants du score : qui prend le plus de risque ? le moins ?

Si l'on en croit le score, l'éducation développe chez les individus la propension à prendre des risques : ce sont ceux qui n'ont aucun diplôme qui manifestent la plus grande prudence. L'origine sociale joue également : les plus risquophiles se retrouvent parmi les descendants d'indépendants aisés – chef d'entreprise ou profession libérale –, voire de cadres – non enseignants – ou de commerçants.

Le tableau 8 montre que la position du répondant par rapport au marché du travail a une influence significative : *ceteris paribus*, les plus aventureux sont les inactifs. Au sein des actifs, une rémunération individuelle plus élevée augmente la tolérance au risque, mais le revenu *global* du ménage a un effet à la limite de la significativité (cf. tableau 7).

Enfin, pour peu que l'on se fie aux jugements des enquêtés sur leurs parents, on observe quelques signes d'une héritabilité des préférences à l'égard du risque : pour le score, « à père aventureux, enfant aventureux » (à 10 %), et plus encore pour la quasi-totalité des échelles, « à père prudent, enfant prudent » – selon certaines échelles (globale, de consommation, et de patrimoine), on aurait aussi « à mère prudente, enfant prudent ».

\*  
\* \*

Que l'on considère les caractéristiques de ceux qui prennent le plus de risques, l'incidence des préférences individuelles sur les pratiques de jeux ou les opinions en matière de placements financiers risqués, ou encore la palette des comportements face à l'incertain que couvre l'indicateur, la hiérarchie reste toujours la même : les résultats les plus significatifs et les plus conformes à l'intuition sont obtenus pour le score ; les performances de l'échelle globale sont déjà nettement moins satisfaisantes – ce qui justifie le travail effectué, les mesures qui ne concernant qu'un domaine (échelles locales et même la mesure de l'aversion relative pour le risque professionnel) étant encore moins adaptées.

Pour juger des performances comparées des divers indicateurs de préférence, le critère décisif, toutefois, concerne les effets sur le montant et la composition du patrimoine, et leur pouvoir explicatif des disparités individuelles observées en matière d'accumulation et de placements. L'analyse, menée dans l'article [Patrimoine], ne fait que confirmer la hiérarchie précédente : la supériorité du score est encore plus manifeste, que l'on considère l'ampleur et le sens des effets, les problèmes d'endogénéité des préférences, la contribution aux inégalités de patrimoine, etc. (30).

Comment ces conclusions se comparent-elles à celles obtenus dans les études étrangères ? Sur données américaines, Barsky *et al.* (1997) obtiennent des résultats plutôt encourageants pour leur mesure de l'aversion relative pour le risque, tant en ce qui concerne ses déterminants (âge, revenu, race, diplôme) que son impact sur les pratiques à risque (tabac, alcool) et la demande d'actifs risqués ; mais on a vu qu'elle est moins performante ici. Sur les données italiennes, ces mesures de l'aversion pour le risque – relative ou même absolue – aboutissent à des résultats guère plus convaincants (Guiso et Paiella, 2001).

30. Cette conclusion vaut aussi pour les sous-scores, calculés domaine par domaine. Aucun n'a d'effet propre significatif dans les trois régressions à la fois, concernant les patrimoines financier, brut et net, et visant à isoler l'épargne de précaution ; certains n'en ont jamais – consommation, travail, autre –, voire même des coefficients négatifs. Les effets sont toujours bien moindres que dans le cas du score global et les biais d'endogénéité sont importants (notamment pour les scores de gestion financière et de retraite). Ces résultats attestent les vertus de l'agrégation, qui suppose de multiplier les questions et les domaines : cette procédure augmente la significativité des effets, limite les biais d'endogénéité, et atténue des effets de contexte parfois dominants.

L'étude hollandaise de Kapteyn et Teppa (2002) est cependant celle qui se rapproche le plus de celle qui est présentée ici. Elle compare le pouvoir explicatif sur les choix de portefeuille de trois types d'indicateurs des attitudes à l'égard du risque : la mesure de l'aversion relative de Barsky *et al.* (1997) ; deux questions, à sept modalités, qui s'apparentent aux échelles (« *Vous considérez-vous plutôt comme une personne prudente ou non ? En cas de danger possible, prenez-vous des précautions ?* ») ; les trois premiers axes d'une ACP établie à partir d'un ensemble de neuf questions concernant aussi bien les investissements financiers que les comportements dans d'autres situations risquées, indicateurs qui correspondent davantage au score.

Les conclusions de cette étude rejoignent, en plus tranchées, celles auxquelles on a abouti ici. Dans un modèle de choix de portefeuille, la mesure de l'aversion au risque de Barsky *et al.* a un pouvoir explicatif très faible alors que les axes de l'ACP donnent de meilleurs résultats et que les questions analogues aux échelles ont des effets significatifs dans le sens attendu. Kapteyn et Teppa (2002) en concluent que des « *mesures ad hoc, simples et intuitives* » (comme les scores ou les échelles) expliquent mieux les choix de portefeuille que des « *mesures de la tolérance à*

*l'égard du risque au fondement théorique mieux assuré mais trop compliquées* » (comme celle de Barsky *et al.*) ; selon ces auteurs, il s'agit d'une « *bonne nouvelle pour l'analyse empirique* », parce que les premiers indicateurs reposent sur des « *questions plus simples à poser, et qui réclament beaucoup moins d'imagination de la part des répondants* ».

Le jugement peut cependant être plus nuancé. Si la mesure de la tolérance au risque n'obtient pas les résultats escomptés quant il s'agit d'expliquer les comportements patrimoniaux, elle le doit certes au caractère artificiel des arbitrages entre loteries, mais plus encore au fait qu'elle repose sur une seule question, portant sur des choix statiques et dans le seul domaine professionnel. Le fait que le score obtienne de meilleurs résultats tient sans doute moins à son caractère *ad hoc* et intuitif qu'à la procédure d'agrégation établie à partir d'un grand nombre de questions, balayant un large éventail de domaines et de situations risquées. Ce n'est pas forcément une bonne nouvelle pour l'analyse empirique si l'on considère le coût d'un questionnaire spécifique, destiné à mesurer l'hétérogénéité des préférences individuelles. Mais il n'est pas surprenant que l'évaluation de paramètres aussi subjectifs et subtils ne constitue pas une tâche aisée. □

## BIBLIOGRAPHIE

**Arrondel L. et Calvo-Pardo H. (2002)**, « Portfolio Choice with a Correlated Background Risk: Theory and Evidence », *Cahier Delta*, n° 02-16.

**Arrondel L. et Masson A. (1996)**, « Gestion du risque et comportements patrimoniaux », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 63-89.

**Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2002)**, « Comportements face au risque et à l'avenir et accumulation patrimoniale », document de travail, série Méthodologie statistique, n° C0201, Insee, Paris.

**Arrow K.J. (1965)**, *Aspect of the Theory of Risk Bearing*, Yrjö Johnson Lectures, Helsinki.

**Barsky R.B., Kimball M.S., Juster F.T. et Shapiro M.D. (1997)**, « Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 2, pp. 537-580.

**Beck U. (2001)**, *La société du risque. Sur la voie d'une autre modernité*, Éditions Aubier, Paris.

**Bodie Z., Merton R.C. et Samuelson W.F. (1992)**, « Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life-Cycle Model », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 16, pp. 427-449.

**Castel R. (2003)**, *L'Insécurité sociale. Qu'est-ce qu'être protégé ?*, La République des idées, Éditions du Seuil, Paris.

**Chew S.H. (1983)**, « A Generalization of the Quasilinear Mean with Applications to the Measurement of Income Inequality and Decision Theory Resolving the Allais Paradox », *Econometrica*, vol. 51, n° 4, pp. 1065-1092.

**Drèze J. et Modigliani F. (1966)**, « Épargne et consommation en avenir aléatoire », *Cahier du Séminaire d'Économétrie*, n° 9, pp. 7-33.

**Drèze J. et Modigliani F. (1972)**, « Consumption Decisions under Uncertainty », *Journal of Economic Theory*, vol. 5, n° 3, pp. 308-335.

**Eeckhoudt L. et Kimball M. (1992)**, « Background Risk, Prudence and the Demand for Insurance », in *Contributions to Insurance Economics*, G. Dionne (ed.), Kluwer Academic Press, Londres.

**Eeckhoudt L., Gollier Ch. et Schlesinger H. (1996)**, « Changes in Background Risk and Risk Taking Behavior », *Econometrica*, vol. 64, n° 3, pp. 683-689.

**Elmendorf D.W. et Kimball M.S. (2000)**, « Taxation of Labor Income and the Demand for Risky Assets », *International Economic Review*, vol. 41, n° 3, pp. 801-832.

**Ewald F. et Kessler D. (2000)**, « Les noces du risque et de la politique », *Le Débat*, n° 109, pp. 55-72.

**Friedman M. et Savage L. (1948)**, « The Utility Analysis of Choices Involving Risk », *Journal of Political Economy*, vol. 56, n° 4, pp. 279-304.

**Gottfredson M.R. et Hirschi T. (1990)**, *A General Theory of Crime*, Stanford University Press, Stanford.

**Gollier Ch. (2001)**, *The Economics of Risk and Time*, MIT Press, Cambridge.

**Gollier Ch. et Pratt J.W. (1996)**, « Weak Proper Risk Aversion and the Tempering Effect of Background Risk », *Econometrica*, vol. 64, n° 5, pp. 1109-1123.

**Gollier C. et Zeckhauser R. (2002)**, « Time Horizon and Portfolio Risk », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 49, n° 3, pp. 195-212.

**Guiso L. et Jappelli T. (1997)**, « Background Uncertainty and the Demand for Insurance against Insurable Risks ? », *CEPR Discussion Paper*, n° 1423.

**Guiso L. et Paiella M. (2001)**, « Risk Aversion, Wealth and the Financial Market », *CEPR Discussion Paper*, n° 2728.

**Haliassos M. (2003)**, « Stockholding: Recent Lessons from Theory and Computations », in *Stockholding in Europe*, L. Guiso, M. Haliassos et T. Jappelli (eds), Palgrave Macmillan Publishers, pp. 30-51.

**Jianakoplos N. et Bernasek A. (1998)**, « Are Women More Risk Averse? », *Economic Inquiry*, vol. 36, n° 4, pp. 620-630.

**Jullien B. et Salanié B. (2000)**, « Estimating Preferences under Risk: The Case of Racetrack Bettors », *Journal of Political Economy*, vol. 108, n° 3, pp. 503-530.

**Kachelmeier S.J. et Shebata M. (1992)**, « Examining Risk Preferences under High Monetary Incentives: Empirical Evidence from the People's Republic of China », *American Economic Review*, vol. 82, n° 5, pp. 1120-1141.

**Kahneman D. et Tversky A. (1979)**, « Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk », *Econometrica*, vol. 47, n° 2, pp. 263-291.

**Kapteyn A. et Teppa F. (2002)**, « Subjective Measures of Risk Aversion and Portfolio Choice », *CentER Discussion Paper*, n° 2002-11, Tilburg.

**Kimball M.S. (1990)**, « Precautionary Saving in the Small and in the Large », *Econometrica*, vol. 58, n° 1, pp. 53-73.

**Kimball M.S. (1992)**, « Precautionary Motives for Holding Assets », *Dictionary of Money and Finance*, J. Eatwell, M. Milgate et P. Newman P. (eds), pp. 158-161, Norton, New York.

**Kimball M.S. (1993)**, « Standard Risk Aversion », *Econometrica*, vol. 61, n° 3, pp. 589-611.

**Loewenstein G. et Thaler R.H. (1989)**, « Anomalies: Intertemporal Choice », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, n° 4, pp. 181-193.

**Millet A.S. et Stark R. (2002)**, « Gender and Religiousness: Can Socialization Explanations Be Saved? », *American Journal of Sociology*, vol. 107, n° 6, pp. 1399-1423.





**Nunnally J.C. (1978)**, *Psychometrics Theory*, 2<sup>nd</sup> ed., McGraw-Hill, New York.

**Quiggin J. (1982)**, « A Theory of Anticipated Utility », *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 3, n° 4, pp. 323-343.

**Powell M. et Ansic D. (1997)**, « Gender Differences in Risk Behaviour in Financial Decision-Making: An experimental analysis », *Journal of Economic Psychology*, vol. 18, n° 6, pp. 605-628.

**Pratt J.W. (1964)**, « Risk Aversion in the Small and in the Large », *Econometrica*, vol. 32, n° 1-2, pp. 122-136.

**Pratt J. et Zeckhauser R. (1987)**, « Proper Risk Aversion », *Econometrica*, vol. 55, n° 1, pp. 143-154.

**Schmeidler D. (1989)**, « Subjective Probability and Expected Utility without Additivity », *Econometrica*, vol. 57, n° 3, pp. 571-587.

**Schubert R., Brown M., Gysler M. et Brachinger H.W. (1999)**, « Financial Decision-Making: Are Women Really More Risk-Averse? », *American Economic Review*, vol. 89, n° 2, pp. 381-385.

**Spector P.E. (1991)**, *Summated Rating Scale Construction: An Introduction*, Newbury Park, CA: Sage Publications.

**Starmer C. (2000)**, « Developments in Non-Expected Utility Theory: The Hunt for a Descriptive Theory of Choice under Risk », *Journal of Economic Literature*, vol. 38, n° 2, pp. 332-382.

**Tversky A. et Kahneman D. (1992)**, « Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 5, n° 4, pp. 297-323.

**Viscusi W. Kip (1998)**, *Rational Risk Policy*, The 1996 Arne Ryde Memorial Lectures, Oxford University Press, Oxford.





